

*Christoph Winter*

***Der Einfluss von Liquiditätsrestriktionen privater Haushalte auf die aggregierte Ersparnis***

***meaStudies 01***



## ***IMPRESSUM***

### ***Herausgeber:***

Mannheimer Forschungsinstitut Ökonomie und demographischer Wandel  
Universität Mannheim  
L 13, 17, D-68131 Mannheim,  
Telefon +49 621 181-1861  
[www.mea.uni-mannheim.de](http://www.mea.uni-mannheim.de)

Autor: Christoph Winter

Copyright © 2004, Mannheimer Forschungsinstitut Ökonomie und  
demographischer Wandel

Dieses Werk ist urheberrechtlich geschützt. Die dadurch begründeten Rechte, insbesondere die der Übersetzung, des Nachdrucks, des Vortrags, der Entnahme von Tabellen, der Funksendungen, der Mikroverfilmung oder der Vervielfältigung auf anderen Wegen und der Speicherung in EDV-Anlagen bleiben, auch bei nur auszugsweiser Verwendung, vorbehalten. Eine Vervielfältigung des Werkes oder Teile davon ist auch im Einzelfall nur in den Grenzen der gesetzlichen Bestimmungen des deutschen Urheberrechtsgesetzes in der jeweils gültigen Fassung zulässig. Zuwiderhandlungen unterliegenden Strafbestimmungen des Urheberrechtsgesetzes.



---

Ich möchte Joachim Winter und Anette Reil-Held für die exzellente Betreuung dieses Projekts sowie Axel Börsch-Supan für wertvolle Hinweise und Ratschläge danken. Dank gebührt außerdem Niels Anger, Arne Dammer, Guido Olschewski und Sandra Schmidt, die diese Arbeit unter hohem Zeitdruck Korrektur gelesen und mich auf zahlreiche Fehler hingewiesen haben. Dieses Papier entstand während eines Aufenthaltes im Forschungszentrum der Deutschen Bundesbank. Dort profitierte ich von zahlreichen Diskussionen mit Nikolaus Bartzsch, Jörg Breitung, Sandra Eickmeier, Claus Greiber, Hannah Hempell, Heinz Herrmann, Karsten Ruth, Elmar Stöß und Christian Upper. Durch das Team der Finanzierungsrechnung der Deutschen Bundesbank, insbesondere durch Monika Korn und Gabriele Pauli, wurden mir viele Fragen bezüglich der Definitionen der Daten beantwortet. Alle verbleibenden Fehler gehen selbstverständlich zu meinen Lasten. Anmerkungen können an [winterchrist@web.de](mailto:winterchrist@web.de) geschickt werden.

---

# Inhaltsverzeichnis

## Zusammenfassung

1	Einleitung.....	1
2	Liquiditätsrestriktionen: Definition und Ursachen .....	4
2.1	Definition von Liquiditätsrestriktionen.....	4
2.2	Ursachen von Liquiditätsrestriktionen .....	9
2.2.1	Unvollkommene Konkurrenz .....	10
2.2.2	Asymmetrische Information .....	11
2.2.3	Regulierung.....	15
2.2.4	Transaktionskosten .....	18
2.3	Zusammenfassung.....	20
3	Determinanten der aggregierten Ersparnis.....	21
3.1	Der Einfluß von Liquiditätsrestriktionen .....	21
3.1.1	Das Modell von Jappelli/Pagano (1994).....	21
3.1.2	Das Modell von Li (2001) .....	26
3.2	Weitere Determinanten der aggregierten Ersparnis .....	32
3.3	Überblick über die empirische Literatur .....	36
4	Daten.....	39

---

4.1	Unabhängige Variablen.....	39
4.2	Abhängige Variable: Sparquote .....	41
5	Kreditmärkte und Liquiditätsrestriktionen.....	48
5.1	Einleitung.....	48
5.2	Veränderte Rahmenbedingungen auf den Kreditmärkten.. .....	52
5.3	Maße für Liquiditätsrestriktionen .....	61
5.3.1	Anzahlungsquote .....	63
5.3.2	Hypothekenkredite/BIP .....	67
5.3.3	Anzahl der Kreditkarten pro Einwohner.....	71
5.3.4	Bestand an Konsumentenkredite/BIP .....	75
5.3.5	Spread zwischen Soll- und Habenzinssatz.....	79
5.3.6	Zusammenfassung: Maße für Liquiditätsrestriktionen.. .....	84
6	Empirische Untersuchung.....	87
6.1	Einleitung.....	87
6.2	Kontemporäre Korrelation in Paneldatensätzen.....	90
6.3	Spurious Regression bei Paneldaten .....	98
6.4	Heterogenität.....	105
7	Zusammenfassung .....	119
8	Literaturverzeichnis .....	125
9	Anhang.....	138

---

9.1	Auswahl der Daten und Konstruktion des Datensatzes	138
9.2	Sparquote des Haushaltssektors .....	141
9.2.1	Behandlung von Kleinunternehmern .....	144
9.2.2	Behandlung von Pensionen.....	145
9.3	Finanzierungssaldo/BIP .....	149
9.4	Realer Zinssatz .....	151
9.5	Alten- und Jugendquotient .....	152
9.6	Anzahl der Visa-Kreditkarten pro Einwohner .....	154
9.7	Differenz zwischen Soll- und Habenzinssatz.....	156
9.8	Rentenzahlungen/BIP .....	157
9.9	Inflationsrate .....	159
9.10	Wachstumsrate des Bruttoinlandprodukts pro Kopf ....	160
9.11	Konsumentenkredite/BIP .....	161
9.12	Hypothekenkredite/BIP .....	164



---

## Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Sparquote in Abhängigkeit von der Anzahlungsquote im Modell von Li (2001) .....	30
Abbildung 2: Verschiedene Konzepte der aggregierten Ersparnis ..	42
Abbildung 3: Übersicht über den Verlauf der Sparquote des Haushaltssektors in den untersuchten Ländern.....	45
Abbildung 4: Der Kreditmarkt .....	49
Abbildung 5: Hypothekenkredite: Länder mit kleinem Bestand .....	68
Abbildung 6: Hypothekenkredite: Länder mit großem Bestand .....	69
Abbildung 7: Hypothekenkredite: Länder mit mittlerem Bestand ..	69
Abbildung 8: Entwicklung der Konsumentenkredite/BIP .....	77
Abbildung 9: Verlauf der Differenz zwischen Soll- und Habenzinssatz ; Angaben in Prozentpunkten.....	82
Abbildung 10: Entwicklung des Finanzierungssaldo des Staates .	150
Abbildung 11: Entwicklung des realen Zinssatzes.....	152
Abbildung 12: Entwicklung des Altenquotienten in den untersuchten Ländern .....	154
Abbildung 13: Entwicklung der Anzahl der VISA Kreditkarten pro Einwohner.....	155
Abbildung 14: Entwicklung der Rentenzahlungen/BIP .....	158
Abbildung 15: Entwicklung der Inflationsrate .....	160

---

Abbildung 16: Entwicklung der Wachstumsrate des Bruttoinlandprodukts pro Kopf.....	161
--	-----

## **Tabellenverzeichnis**

Tabelle 1: Determinanten der Haushaltsersparnis .....	34
Tabelle 2: Einflußfaktoren des Haushaltssparens und ihre Meßgrößen .....	40
Tabelle 3: Ausgewählte Reformen des Finanzsystems .....	58
Tabelle 4: Entwicklung derAnzahlungsquote, Angaben in Prozent	64
Tabelle 5:Maße für Liquiditätsrestriktionen und ihr erwartetes Vorzeichen .....	84
Tabelle 6: Schätzung des fixed effect Modells.....	93
Tabelle 7: Spurious Regression bei Paneldaten mit fixed-effects .	100
Tabelle 8: Schätzung eines AR(1) Prozesses der Residuen aus der Tabelle 6 .....	102
Tabelle 9: Pooled Mean Group Schätzung der Langfristparameter eines ARDL (1,0,...,0)Modells.....	110
Tabelle 10: Schätzung der Langfristparameter eines um serielle Korrelation bereinigten ARDL (1,0,...,0) Modells. ....	112

---

## **Zusammenfassung**

Dieses Papier liefert neue Erkenntnisse über den Einfluß von Liquiditätsrestriktionen auf die aggregierte Ersparnis. Liquiditätsbeschränkungen können bei einer Liberalisierung der Finanzmärkte vermindert werden. Um die Wirkungen einer Finanzmarktliberalisierung auf das Sparverhalten zu analysieren, muß deshalb zunächst der Zusammenhang zwischen Sparen und Liquiditätsrestriktionen verstanden werden.

In diesem Papier wird ein neuer Paneldatensatz vorgestellt, der speziell für die Analyse des Zusammenspiels zwischen Ersparnis und Liquiditätsrestriktionen konstruiert wurde. Dieser Datensatz erlaubt die getrennte Untersuchung der Wirkungsweise von Restriktionen auf den Märkten für Hypothekendarlehen und für Konsumentenkredite, den beiden wichtigsten Kreditmärkten, über die sich private Haushalte refinanzieren.

Eine dynamische Schätzung, welche gleichzeitig die kontemporäre Korrelation und Heterogenität im Datensatz berücksichtigt, zeigt einen positiven Zusammenhang zwischen den Restriktionen auf den Märkten für Hypothekendarlehen und der Ersparnis. Der Rückgang der Sparquote des privaten Haushaltssektors, der sich in den meisten Industrieländern seit Beginn der achtziger Jahre beobachten läßt, kann damit teilweise auf die Liberalisierung der Finanzmärkte zurückgeführt werden, die im gleichen Zeitraum stattfand.



# 1 Einleitung

Seit den Studien von McKinnon (1973) und Shaw (1973) herrscht in der Literatur Uneinigkeit über den Effekt einer Finanzmarktliberalisierung auf die aggregierte Ersparnis. Nach der Analyse von McKinnon (1973) und Shaw (1973) ermöglicht eine Deregulierung der Finanzmärkte eine effizientere Allokation der Ressourcen, wodurch Produktivität und Verzinsung steigen. Von dem Anstieg des Zinssatzes wiederum geht ein positiver Effekt auf die Ersparnis aus.

Eine Liberalisierung der Finanzmärkte kann noch über einen anderen Kanal die Ersparnisse beeinflussen: So zeigten Jappelli und Pagano (1994), daß Liquiditätsrestriktionen einen positiven Einfluß auf die aggregierte Ersparnis haben. Liquiditätsrestriktionen behindern den Haushalt bei der Kreditaufnahme und beeinträchtigen so den Konsum. Kommt es in Folge einer Finanzmarktderegulierung zu einer Verminderung der Liquiditätsrestriktionen, dann müßte nach der Analyse von Jappelli und Pagano (1994) auch die Sparquote fallen.

Seit dem Papier von Jappelli und Pagano (1994) wurde der Einfluß von Liquiditätsrestriktionen auf die aggregierte Ersparnis in vielen empirischen Arbeiten überprüft – mit unterschiedlichen Ergebnissen: Während ein Teil der Studien die Befunde von Jappelli und Pagano bestätigt und einen positiven Einfluß der Liquiditätsrestrik-

tionen auf die Ersparnis findet<sup>1</sup>, kommen andere Studien genau zum gegenteiligen Ergebnis.<sup>2</sup> Edwards (1995) faßt die Situation wie folgt zusammen: „The role of this type of constraints [...] possibly constitutes one of the last unresolved issues in research on savings behaviour” (Seite 29).

Grund für die Widersprüchlichkeit der Ergebnisse ist, daß sich die Liquiditätsrestriktionen im Gegensatz zu vielen anderen Determinanten der aggregierten Ersparnis nur schwer messen lassen – viele der Studien behelfen sich deshalb mit groben Annäherungen, bei denen nicht per se klar ist, ob sie wirklich eine *Restriktion* messen. Dies macht die Interpretation der Ergebnisse schwierig.

Ziel dieser Arbeit ist es, neue Erkenntnisse über den Zusammenhang zwischen der aggregierten Ersparnis und Liquiditätsrestriktionen zu sammeln. Dazu wurde ein Datensatz aufgebaut, der Informationen zur Ersparnis des Haushaltssektors aus 14 Ländern zwischen 1980 und 2001 enthält. Neben Daten zur Ersparnis und einiger ihrer Determinanten enthält der Datensatz außerdem fünf Variablen, mit denen sich Liquiditätsrestriktionen abbilden lassen können. Diese Maße werden im Verlauf der Arbeit diskutiert.

Zunächst soll jedoch in Kapitel 2 der Begriff der „Liquiditätsrestriktion“ näher definiert werden. Kapitel 2 bietet ebenfalls einen detaillierten Überblick über mögliche Entstehungsgründe für Liquiditäts-

---

<sup>1</sup> Vgl. Schmidt-Hebbel (1992), Callen/Thimann (1997) oder Loayza et. al. (2000).

<sup>2</sup> Vgl. Edwards (1995) oder Kelly/Mavrotas (2003).

restriktionen – diese Informationen können dann später für die Auswahl der Restriktionsmaße genutzt werden.

In Kapitel 3 soll zuvor der Zusammenhang zwischen aggregierter Ersparnis und Liquiditätsrestriktionen auf theoretischer Ebene untersucht werden. Erkenntnisse dazu liefern die Modelle von Jappelli und Pagano (1994) und Li (2001). Dieses Kapitel behandelt außerdem weitere Einflußgrößen der aggregierten Ersparnis, wobei sich die Analyse auf die Lebenszyklushypothese stützt.<sup>3</sup>

Kapitel 4 bietet schließlich einen Überblick über den verwendeten Paneldatensatz. In Kapitel 5 werden die Variablen diskutiert, die den Einfluß von Liquiditätsbeschränkungen abbilden sollen. Diese Variablen werden dann in Kapitel 6 verwendet, um den Einfluß von Liquiditätsrestriktionen auf die aggregierte Sparquote zu schätzen. Kapitel 7 faßt zusammen und diskutiert die Ergebnisse vor dem Hintergrund der in Kapitel 3 vorgestellten Modelle.

---

<sup>3</sup> Vgl. Modigliani (1993).

## **2 Liquiditätsrestriktionen: Definition und Ursachen**

Zunächst soll in diesem Kapitel gezeigt werden, was unter einer „Liquiditätsrestriktion“ zu verstehen ist – dies ist Voraussetzung für die weitere Analyse. Der erste Abschnitt wird deshalb „Liquiditätsrestriktionen“ definieren und einige Beispiele geben. Für den weiteren Verlauf der Arbeit wird es außerdem wichtig sein, die Entstehungsgründe der Liquiditätsbeschränkungen zu kennen. Mögliche Ursachen für Liquiditätsrestriktionen werden deshalb im zweiten Abschnitt des Kapitels behandelt.

### **2.1 Definition von Liquiditätsrestriktionen**

Der Kerngedanke von Konsumtheorien wie der Lebenszyklus- und der permanenten Einkommenshypothese ist nutzenmaximierende Aufteilung des Konsums über die Zeit. Gegeben ihre Ausstattung, ihre Präferenzen, ihre Erwartungen über die Zukunft und den am Markt beobachtbaren Zinssatz werden die Haushalte ihren Konsum in jeder Periode so wählen, daß ihr Gesamtnutzen maximal ist. Dabei wird angenommen, daß die Haushalte jeden beliebigen Kreditbetrag zu einem Sollzinssatz aufnehmen können, der dem Habenzinssatz entspricht.

Dies setzt die Existenz eines perfekten Kapitalmarktes voraus. Kapitalmarktunvollkommenheiten wie Transaktionskosten, asymmetrische Information oder unvollkommener Wettbewerb können zu



## 2.1 Definition von Liquiditätsrestriktionen

---

einer Kreditrationierung oder zu einer Differenz zwischen Soll- und Habenzinssatz führen. Synonym wird von der Existenz von *Liquiditätsrestriktionen* gesprochen.<sup>4</sup> Liquiditätsrestriktionen „stören“ den Haushalt bei der Glättung seines Konsums über die Zeit und schränken seinen Konsum in den Perioden ein, in denen sie bindend sind.<sup>5</sup>

Dies wird deutlich, wenn die Optimierung des Haushaltes unter Liquiditätsrestriktionen betrachtet wird.

Im Fall ohne Liquiditätsrestriktionen verteilt der Haushalt seinen Konsum so über die Zeit, daß sein Gesamtnutzen maximal ist. Der Konsum in zwei aufeinanderfolgenden Perioden erfüllt also folgende Bedingung:

$$u'(C_1) = (1 + r)u'(C_2) \quad (2.1)$$

Der Verzicht auf eine marginal kleine Konsumeinheit in Periode 1 führt zu einem Nutzenverlust in Höhe von  $u'(C_1)$ . Wird die eingesparte Einheit nun angelegt, dann verzinst sie sich mit dem Zinssatz  $r$  und führt in Periode 2 zu einem Nutzenzuwachs in Höhe

---

<sup>4</sup> Vgl. Hayashi (1985, Seite 1).

<sup>5</sup> Vgl. Engelhardt (1996, Seite 255). Liquiditätsrestriktionen müssen nicht zwingend bindend sein, um zu einer Verminderung des Konsums zu führen. Allein die Tatsache, daß Liquiditätsrestriktionen in künftigen Perioden binden *könnten* kann den Konsum in der laufenden Periode senken und die Ersparnis erhöhen. (siehe zum Beispiel Romer (2001, Seite 358f.). Diese Möglichkeit soll im weiteren ausgeklammert werden.

<sup>6</sup> Diese Gleichung wird auch als „Euler-Gleichung“ bezeichnet, siehe zum Beispiel Rodepeter (1999, Seite 10) oder Romer (2001, Seite 339). Hier wurde vereinfachend angenommen, daß keine Unsicherheit und Zeitpräferenz existiert (damit ist der Diskontfaktor gleich Null). Die Effekte der Liquiditätsrestriktionen ändern sich dadurch nicht, siehe Attanasio (1999, Seite 774) oder Browning/Lusardi (1996, Seite 1808).

von  $(1+r)u'(C_2)$ . Wenn der Haushalt sich im Optimum befindet, müssen sich Nutzenzuwachs und Nutzenverlust gerade ausgleichen, sonst könnte sich der Haushalt durch einen Transfer seiner Ressourcen zwischen den Perioden besser stellen.

Hier wurde implizit angenommen, daß der Haushalt zu einem einheitlichen Zinssatz  $r$  sein Geld anlegen oder einen Kredit aufnehmen kann.

Ist nun aber der Sollzinssatz ( $r_b$ ) > Habenzinssatz ( $r_l$ ), dann gilt:

$$u'(C_1^k) = (1+r_b)u'(C_2^k) > u'(C_1^s) = (1+r_l)u'(C_2^s) \quad (2.2)$$

wobei  $C^k$  bzw.  $C^s$  den Konsum in den Situationen bezeichnen, in denen der Haushalt Nettoschuldner bzw. Nettosparer ist. In beiden Fällen ist die Euler-Gleichung erfüllt, allerdings mit unterschiedlichen Zinssätzen: Ist der Haushalt Nettoschuldner, dann ist  $r_b$  relevant, ist er Nettosparer, dann gilt  $r_l$ . Falls der Haushalt jedoch weder Nettosparer noch Nettoschuldner ist, dann ist für ihn weder  $r_b$  noch  $r_l$  relevant und er befindet sich genau in der „Mitte“ der Ungleichung (2.2). Damit wird seine Euler-Gleichung zu einer Ungleichung.<sup>7</sup>

Diese Analyse läßt sich um den Fall erweitern, in dem der Haushalt kreditrationiert ist. Ein Haushalt gilt dann als kreditrationiert, wenn ihm eine Verschuldung nur bis zu einer bestimmten Höchstgrenze

---

<sup>7</sup> Vgl. Attanasio (1999, Seite 723).

## 2.1 Definition von Liquiditätsrestriktionen

---

gestattet wird.<sup>8</sup> Die Verschuldungsgrenze kann auch bei Null liegen, dann ist dem Haushalt jede Kreditaufnahme verwehrt. In diesem Fall muß die Euler-Gleichung aus (2.1) erweitert werden und lautet nun

$$u'(C_1) = \mu + (1+r)u'(C_2) \quad (2.3)$$

Dabei gibt  $\mu$  an, um wieviel der Gesamtnutzen steigt, wenn die Kreditbeschränkung um eine Einheit gelockert wird. Ist  $\mu > 0$ , dann bindet die Kreditbeschränkung und der Haushalt würde gerne mehr Kredit aufnehmen, als er darf. Gilt aber  $\mu = 0$ , zum Beispiel weil der Haushalt Nettosparer ist, dann spielt die Mengenbeschränkung keine Rolle.<sup>9</sup>

Die sogenannte „*down payment ratio*“ kann als besondere Form der Kreditbeschränkung bei Wohnungsbaudarlehen gesehen werden. Die *down payment ratio* gibt den Teil am Kaufpreis einer Immobilie an, den der Käufer aus seinem eigenen Kapital finanzieren muß und den er nicht über ein Darlehen abdecken kann.<sup>10</sup>

Die Verpflichtung, einen Teil des Kaufpreises aus eigenen Mitteln

---

<sup>8</sup> Vgl. Hayashi (1985, Seite 1).

<sup>9</sup> Vgl. Attanasio (1999, Seite 774) und Rodepeter (1999, Seite 19), der außerdem eine formale Herleitung gibt.

<sup>10</sup> Vgl. Jappelli/Pagano (1989, Seite 1095). Das Gegenstück zur *down payment ratio* wird im Englischen als „*loan-to-value*“ bezeichnet und entspricht der sogenannten „Beleihungsquote“. Die Beleihungsquote gibt den Teil des Immobilienwertes an, der durch ein Hypothekendarlehen abgedeckt werden kann. Zur Vereinfachung wird im weiteren angenommen, daß der Wert einer Immobilie ihrem Kaufpreis entspricht. Im folgenden wird die *down payment ratio* auch als *Anzahlungsquote* bezeichnet.

zu zahlen, stellt eine Liquiditätsrestriktion dar, weil das Wohnen im eigenen Heim einen höheren Nutzen stiftet als das Wohnen in einer Mietwohnung.<sup>11</sup> Dieser höhere Nutzen könnte etwa aus einer steuerlichen Bevorzugung des Immobilienbesitzes resultieren, oder aber aus dem „Stolz“, der mit dem Besitz einer Immobilie verbunden ist.<sup>12</sup>

Dieser höhere Nutzen macht es für ein Individuum prinzipiell erstrebenswert, in seinen eigenen vier Wänden zu wohnen. Das Individuum wird also in gewissem Umfang bereit sein, auf anderen Konsum zu verzichten, um statt dessen Geld für den Kauf der Immobilie anzusparen. Damit zeigt die down payment ratio ihren Charakter als Liquiditätsrestriktion: Sie stört das optimale Konsumprofil und erzwingt einen niedrigeren Konsum in den Perioden, in denen das Individuum Vermögen für den Hauskauf akkumuliert.<sup>13</sup>

Das Individuum wird nun abwägen, ob sich das Warten und Sparen lohnt: Wenn sein gesamter Nutzenverlust aus dem unterlassenen Konsum der Ansparphase kleiner ist als der Nutzengewinn, den es aus dem Hauskauf zieht, so wird es sich für den Kauf der Immobilie entscheiden. Dabei gilt: je früher der Kauf erfolgen kann, d.h. je kleiner die down payment ratio, desto besser. Dann steigt der Nut-

---

<sup>11</sup> Die Darstellung folgt Engelhardt (1996, Seite 257).

<sup>12</sup> Der „Stolz“ eines Immobilienbesitzers wiederum läßt sich folgendermaßen rechtfertigen (vgl. Li (2001, Seite 5): Der Besitzer kann sein Objekt beliebig verändern, ohne vorher die Zustimmung des Vermieters einholen zu müssen, außerdem sieht er sich nicht der Gefahr von Mieterhöhungen und Verschlechterungen der Mietbedingungen ausgesetzt.

<sup>13</sup> Vgl. Hayashi (1997, Seite 477).

zen aus dem Besitz der Immobilie, während gleichzeitig der Nutzenverlust aus dem Konsumverlust der Ansparphase sinkt.

Alle Formen von Liquiditätsrestriktionen beschränken den Konsum des Haushaltes in den Perioden, in denen sie bindend sind. Bekommt ein liquiditätsbeschränkter Haushalt nun eine einmalige Einkommenserhöhung, wird er das zusätzliche Einkommen für Konsumzwecke nutzen. Der Konsum des Haushaltes reagiert damit wesentlich stärker auf eine temporäre Erhöhung des Einkommens als dies die Permanente Einkommenshypothese bzw. Lebenszyklushypothese erwarten läßt. Diese erhöhte Sensitivität (*excess sensitivity*) des Konsums auf (vorhersehbare) Einkommenserhöhungen wird häufig in empirischen Studien beobachtet und als Hinweis auf die Existenz von Liquiditätsrestriktionen gedeutet.<sup>14</sup>

Im nächsten Kapitel soll nun untersucht werden, wie es zur Entstehung von Liquiditätsrestriktionen kommen kann.

## 2.2 Ursachen von Liquiditätsrestriktionen

Um die Ursachen der Liquiditätsbeschränkungen genauer zu untersuchen, soll zuerst das Modell des vollkommenen Marktes vorgestellt werden.<sup>15</sup> Grundannahme dieses Modells ist es, daß viele potentielle Kreditnehmer und Kreditgeber unabhängig voneinander agieren. Kein Marktteilnehmer ist mächtig genug, um das Marktge-

---

<sup>14</sup> Für einen Überblick, siehe Hayashi (1985).

<sup>15</sup> Vgl. Hellwig (2000, S. 5).

schehen insgesamt zu beeinflussen. Alle können kostenlos und störungsfrei miteinander kommunizieren, so daß sich ein Marktgleichgewicht bei einem einheitlichen Zinssatz einstellt. Zu diesem Zinssatz kann jeder Mittel in beliebigem Umfang aufnehmen und anlegen. Es existieren also keine Liquiditätsrestriktionen. Diese können nur entstehen, wenn es Abweichungen von den Voraussetzungen des vollkommenen Marktes gibt.

Solche Abweichungen liegen vor, wenn ein Marktteilnehmer die Macht hat, das Marktgeschehen insgesamt zu beeinflussen (unvollkommener Wettbewerb); die Marktteilnehmer ihre Vertragsangebote nicht unabhängig voneinander festsetzen und über ihre Angebote ohne weitere Kosten kommunizieren können (zum Beispiel weil es Transaktionskosten gibt); die Glaubwürdigkeit des Rückzahlungsversprechens des Kreditnehmers in Zweifel zu ziehen ist (zum Beispiel bei asymmetrischer Information); es Eingriffe von außen gibt, zum Beispiel durch Regulierung.

Wie Marktunvollkommenheiten zu den einzelnen Formen der Liquiditätsrestriktionen führen können, soll in den nächsten Abschnitten untersucht werden.

### **2.2.1 Unvollkommene Konkurrenz**

Besitzt eine Bank Marktmacht, dann wird sie den Sollzinssatz über den Habenzinssatz setzen. In diesem Fall kann die Bank einen positiven Gewinn aus dem Kreditgeschäft ziehen: Für das verliehene Geld bekommt sie eine höhere Verzinsung, als sie selbst den Anlegern für ihre Einlagen zahlt. Wettbewerb im Bankensektor wird die beiden Zinssätze angleichen, die Kreditinstitute können also keine

Gewinne machen.<sup>16</sup>

Denkbar wäre außerdem, daß Marktmacht nicht nur zu einer Differenz zwischen Soll- und Habenzinssatz führt, sondern außerdem eine Kreditrationierung<sup>17</sup> zur Folge hat. Ein den Markt beherrschender Kreditgeber kann nach Belieben zwischen potentiellen Kreditnehmern auswählen kann. In der Folge kann es zu einer Diskriminierung von (dem äußeren Anschein nach) identischen Kreditnehmern kommen. Die diskriminierten Kreditnehmer erhalten dann weniger Kredit, als sie eigentlich wünschen.<sup>18</sup>

### 2.2.2 Asymmetrische Information

Asymmetrische Information im Kreditgeschäft liegt dann vor, wenn der Kreditnehmer über eine private Information (zum Beispiel über das Ausfallrisiko) verfügt, die vom Kreditgeber nicht beobachtet werden kann. In der Folge dieser asymmetrischen Informationsverteilung kann es zu einer Verdrängung der Kreditnehmer mit niedri-

---

<sup>16</sup> Vgl. Jaffee/Stiglitz (1990, Seite 846f.). Unter Unsicherheit kann selbst bei vollkommener Konkurrenz eine Differenz zwischen den beiden Zinssätzen sein: Mit positiver Ausfallwahrscheinlichkeit des Kredites ist der erwartete Ertrag aus dem Kreditgeschäft kleiner als der Sollzinssatz. Unter der Nullgewinnbedingung gibt die Bank ihren erwarteten Ertrag an die Anleger als Habenzins weiter, durch das Ausfallrisiko entsteht damit eine Lücke zwischen Soll- und Habenzinssatz. (Jaffee/Stiglitz, 1990, Seite 847).

<sup>17</sup> In der Literatur zur asymmetrischen Information gilt ein Haushalt dann als kreditrationiert, wenn er weniger Kredit bekommt als ein dem äußeren Anschein nach identischer Haushalt, obwohl er bereit wäre, die marktüblichen Konditionen zu bezahlen (vgl. Jaffee/Stiglitz, 1990, Seite 849). Diese Definition verfeinert die auf Seite 8 eingeführte Definition der Kreditrationierung.

<sup>18</sup> Vgl. Ritthaler (2000, Seite 561).

gem Ausfallrisiko durch die Kreditnehmer mit hohem Ausfallrisiko kommen. Man spricht in diesem Fall von *adverser Selektion*.

Die asymmetrische Information kann auch darin bestehen, daß der Kreditnehmer eine bestimmte Handlung tun oder unterlassen kann, ohne daß dies vom Kreditgeber zu kontrollieren wäre. In diesem Fall spricht man von *moral hazard*. Die Handlung könnte etwa in der Wahl eines Investitionsprojekts bestehen, in welches der Kreditnehmer den aufgenommenen Kredit investiert. In diesem Fall hat der Kreditnehmer einen Anreiz, das Projekt zu wählen, was ihm den höchsten erwarteten Ertrag verspricht – unabhängig davon, ob er damit auch den erwarteten Ertrag des Kreditgebers maximiert.

Im Modell von Stiglitz und Weiss (1981) führen adverse Selektion und moral hazard zu einer Kreditrationierung. Ab einer bestimmten Höhe des Sollzinssatzes lohnt es sich für die Kreditgeber nicht mehr, diesen zu erhöhen, obwohl Überschußnachfrage besteht und es „gute“ Risiken gäbe, die bereit wären, einen höheren Zinssatz zu zahlen.

Grund für dieses Ergebnis sind die Folgen der asymmetrischen Information in Form von adverser Selektion und moralischem Risiko. Erhöht die Bank den Sollzinssatz, ist es für die Kreditnehmer besser, ein riskanteres Projekt einzugehen. Je riskanter ein Projekt, desto wahrscheinlicher werden „extreme“ Werte des Investitionsprojektes – sowohl im positiven wie auch im negativen Sinne. Um die höhere Wahrscheinlichkeit eines schlechten Ergebnisses muß sich der Kreditnehmer jedoch nicht sorgen, da er im schlimmsten Fall den Kredit nicht zurückzahlen kann, er selbst aber kein Geld verliert. Den Verlust trägt allein der Kreditgeber. Höhere Sollzinssätze machen damit



immer riskantere Projekte notwendig, um den erwarteten Ertrag nach Zahlung der Zinsen zu maximieren. Für die Bank steigt zwar prinzipiell der erwartete Ertrag mit der Höhe des Zinssatzes, da die Kreditnehmer mit steigendem Zinssatz aber immer riskantere Projekte wählen, gilt dies nur bis zu einer bestimmten Höhe. Für den Kreditgeber kann es also optimal sein, den Zins zu senken.

Ähnlich verhält es sich mit der adversen Selektion: Mit steigendem Zinssatz werden die weniger riskanten Projekte unrentabel, so daß diese Projekte aus dem Markt ausscheiden. Damit sinkt der erwartete Ertrag aus den verbleibenden Projekten, und die Bank muß ihren Zinssatz weiter erhöhen. Am Ende dieses Prozesses haben die schlechten Risiken die guten Risiken aus dem Markt gedrängt.

Moral Hazard und adverse Selektion führen damit zu einem gegenläufigen Effekt einer Zinserhöhung: Einerseits kann die Bank mit einem höheren Ertrag rechnen, andererseits ergibt sich eine ertrags-senkende Risikoerhöhung.

Die Bank wird schließlich den Zinssatz wählen, der ihren erwarteten Ertrag maximiert, unabhängig davon, ob sich der Kreditmarkt im Gleichgewicht befindet oder nicht. Dadurch kann es zu einer Kreditrationierung kommen.

Asymmetrische Information auf dem Kreditmarkt muß jedoch nicht zu einer Kreditrationierung führen, wie King (1986) zeigen konnte. In seinem Modell werden sowohl der Soll- als auch der Habenzinssatz endogen bestimmt, die Banken machen per Annahme Nullgewinne und setzen den erwarteten Ertrag aus dem Kreditgeschäft gleich dem Habenzinssatz. Auf Grund einer positiven Ausfallwahrscheinlichkeit ergibt sich dadurch ein Spread zwischen Soll- und

Habenzinssatz, und King (1986) kann zeigen, daß für jeden möglichen Habenzinssatz ein Sollzinssatz existiert, so daß der Markt geräumt ist.

Überschneidungen ergeben sich zwischen der in Abschnitt 2.2.1 vorgestellten unvollkommenen Konkurrenz und der hier diskutierten asymmetrischen Informationsverteilung. Weil die Kreditnehmer über private Information verfügen, werden die Kreditgeber zunächst versuchen, die Kreditwürdigkeit eines potentiellen Schuldners zu evaluieren (screening). Dabei kann es passieren, daß der Bewerber zu schlecht eingestuft wird und deshalb keinen Kredit bekommt.

Treten jetzt mehr Kreditinstitute in den Markt ein, dann kann der Kreditnehmer versuchen, bei einem der neuen Institute einen Kredit zu Konditionen zu bekommen, die seinem Risiko entsprechen.<sup>19</sup>

Auch die Erfordernis, beim Kauf einer Immobilie einen Teil des Kaufpreises in Form einer Anzahlung aus eigenen Mitteln zu finanzieren<sup>20</sup>, kann auf die asymmetrische Informationsverteilung im Kreditmarkt zurückgeführt werden. Durch die Eigenbeteiligung des Darlehensnehmers reduziert sich die Gefahr des moral hazards: Der Darlehensnehmer wird mehr Anstrengungen für den Erhalt der Immobilie unternehmen, wenn er einen Teil des Kaufpreises selbst

---

<sup>19</sup> Vgl. Jaffee/Stiglitz (1990, Seite 843 ff.).

<sup>20</sup> Siehe Fußnote 10 auf Seite 7.

finanziert hat.<sup>21</sup> Eine Anzahlung kann außerdem das Problem der adversen Selektion mindern.<sup>22</sup> Die Höhe der Anzahlung erlaubt es dem Kreditgeber, die potentiellen Kreditnehmer in Risikoklassen einzustufen: Darlehensnehmer, die bereit sind, einen großen Anteil des Kaufpreises mit Eigenkapital zu finanzieren, werden das Darlehen zu einem geringeren Zinssatz bekommen.<sup>23</sup>

### 2.2.3 Regulierung

Auch wenn Kreditgeber und Kreditnehmer über die gleiche Information verfügen, kann es zu Kreditrationierung kommen, zum Beispiel wenn der Sollzinssatz unterhalb seines markträumenden Niveaus festgesetzt wird. In vielen Ländern wurden die Zinssätze bis vor wenigen Jahren reguliert.<sup>24</sup> Dabei durfte zum Beispiel der Sollzinssatz ein bestimmtes Niveau nicht überschreiten. Sinn solcher Maßnahmen war es, die Konsumenten vor Wucherzinsen zu schützen.

Wie Zinsregulierung zu Kreditrationierung führen kann, läßt sich am Beispiel einer Höchstgrenze des Sollzinses verdeutlichen. Liegt der maximal mögliche Zinssatz unter dem Niveau, bei dem ein Marktgleichgewicht herrscht, dann können die Banken den Anle-

---

<sup>21</sup> Der Geber eines Hypothekendarlehens darf im Falle eines Zahlungsverzugs des Schuldners nach deutschem Recht das Objekt versteigern. Der Erlös, den er dabei erzielt wird, hängt vom Zustand der Immobilie ab.

<sup>22</sup> Vgl. Engelhardt (1996, Seite 257)

<sup>23</sup> Vgl. Jaffee/Stiglitz (1990, Seite 880)

<sup>24</sup> Für eine Übersicht siehe Tabelle 3 auf Seite 58.

gern höchstens diesen Sollzinssatz weitergeben. In der Folge wird das mögliche Kreditangebot kleiner ausfallen als die Nachfrage, was eine Rationierung nach sich zieht.<sup>25</sup>

Auch eine Regulierung der Habenzinssätze kann eine Kreditrationierung zur Folge haben. Befindet sich die Höchstgrenze für die Habenzinssätze unter dem markträumenden Niveau, kommt es wie im obigen Fall zu einer Verknappung der Mittel, die als Kredite ausgegeben werden können. Kreditrationierung tritt dann ein, wenn der Sollzinssatz nicht auf die Verkleinerung des Kreditangebots mit einem Anstieg reagieren kann – zum Beispiel auf Grund von asymmetrischer Information.<sup>26</sup>

Neben dem Schutz vor Wucher gibt es noch andere Gründe für eine Regulierung der Zinssätze. Zum einen sollten die regulierten Zinssätze den Banken eine auskömmliche Gewinnspanne sichern, was als Beitrag zu einer Stabilisierung des Bankensystems gesehen wurde.<sup>27</sup> Zum anderen ermöglichen regulierte Zinssätze dem Staat eine Refinanzierung seiner Ausgaben zu geringen Kosten – regulierte Zinssätze unterdrücken den Wettbewerb um die Anleger und lenken die Ersparnis in die Hände der Regierung.<sup>28</sup>

Bis 1980 wurden etwa in den USA die Habenzinssätze unter der

---

<sup>25</sup>Vgl. Jaffee/Stiglitz (1990, Seite 846). Implizit wurde hier vollkommener Wettbewerb und ein Ausfallrisiko von Null angenommen.

<sup>26</sup> Vgl. Jaffee/Stiglitz (1990, Seite 846).

<sup>27</sup> Vgl. Franke (2000, Seite 249)

<sup>28</sup> Vgl. Fry (1995).

## 2.2 Ursachen von Liquiditätsrestriktionen

---

sogenannten „Regulation Q“ geregelt. Die Regulation Q beschränkte nicht nur die Zinssätze, sondern auch den Wettbewerb: Fusionen innerhalb des Finanzsektors und Bankgeschäfte über die Grenzen der Bundesstaaten hinweg waren strengen Regeln unterworfen.<sup>29</sup> Außerdem waren unterschiedliche Geschäftsfelder unterschiedlichen Banken vorbehalten. Die Kreditvergabe war ausschließlich Sache der sogenannten „Commercial Banks“, während der Handel mit Wertpapieren von den „Investment Banks“ vorgenommen wurde. Dieses Trennbankensystem wurde erst 1999 aufgehoben.<sup>30</sup>

Regulierung des Bankensektors kann den Wettbewerb im Bankensektor vermindern und damit Ursache für Kreditrationierung sein. Denkbar wäre auch, daß strenge Eigenkapitalanforderungen den Spielraum bei der Kreditvergabe einschränken und so zu einer Rationierung beitragen.<sup>31</sup>

Aufgrund ihrer gesamtwirtschaftlichen Bedeutung waren in der Vergangenheit insbesondere die Hypothekenkredite einem starken Regulierungseinfluß unterworfen. Insbesondere die maximale Höhe der Beleihungsquote<sup>32</sup> wurde in vielen Ländern gesetzlich vorgeschrieben, wohl um die Käufer von Immobilien vor Überschuldung und die Kreditgeber vor zu hohen Kreditausfällen zu schützen. Be-

---

<sup>29</sup> Vgl. Jaffee/Stiglitz (1990, Seite 846).

<sup>30</sup> Vgl. Franke (2000, Seite 253).

<sup>31</sup> Vgl. Pfingsten (2000, Seite 703). Siehe hierzu auch die Diskussion der Auswirkungen von Basel II in Abschnitt 5.2.

<sup>32</sup> Siehe Fußnote 10.

sonders für Italien sind hohe Anzahlungsquoten dokumentiert. So schreiben Guiso, Jappelli und Terlizzese (1992), daß noch zu Beginn der neunziger Jahre die down payment ratio in Italien mindestens 50 Prozent des Wertes der Immobilie betrug.<sup>33</sup>

### 2.2.4 Transaktionskosten

Unter Transaktionskosten lassen sich alle Kosten zusammenfassen, die für die beteiligten Parteien bei der Kreditvergabe entstehen. Darunter fallen etwa die Kosten für den Abschluß verbindlicher Verträge und für die Durchsetzung von Vertragsansprüchen, aber auch Kosten aufgrund von Wartezeiten.<sup>34</sup> Da der Schwerpunkt in diesem Kapitel auf angebotsseitigen Restriktionen des Kreditmarktes liegt, sollen im weiteren nur Transaktionskosten betrachtet werden, welche die Angebotsseite des Marktes betreffen.

Dazu zählen etwa die Kosten der Evaluierung des Kreditrisikos. Ein Mittel zur Kostensenkung könnte die Einrichtung von speziellen Agenturen sein, welche Informationen zur Kreditwürdigkeit sammeln und weitergeben.<sup>35</sup> In den Ländern, in denen solche Agenturen existieren, werden Kreditanträge schneller weiterverarbeitet. Durch den Austausch von Informationen vermindert sich außerdem die Menge an privater Information, die der Antragssteller gegenüber

---

<sup>33</sup> Ausnahmen gab es für Erstkäufer. In keinem Fall durfte jedoch eine Eigenfinanzierungsquote von 25 Prozent unterschritten werden, vgl. Guiso, Jappelli und Terlizzese (1992).

<sup>34</sup> Vgl. Pohl (2000, Seite 961).

<sup>35</sup> Eine solche Einrichtung ist die SCHUFA Holding AG in Wiesbaden, die aus der 1927 gegründeten „Schutzgemeinschaft für allgemeine Kreditsicherung“ hervorgegangen ist.

dem potentiellen Kreditgeber hat. Dadurch könnte *ceteris paribus* die Kreditrationierung gelockert werden.

Transaktionskosten und asymmetrisches Risiko sind eng verknüpft: So weisen zum Beispiel Konsumentenkredite für die Bank den Vorteil auf, daß jeder Kredit nur ein kleines Volumen umfaßt, die Stückzahl jedoch sehr hoch ist. Für die Bank ist es deshalb vorteilhaft, so viele Kredite wie möglich zu vergeben. Denn durch die breite Risikostreuung reduziert sich das Ausfallrisiko.<sup>36</sup> Das Massengeschäft wird jedoch für eine Bank nur dann profitabel werden, wenn die Transaktionskosten pro Kreditnehmer sehr niedrig sind.

Hohe Transaktionskosten können damit die Probleme asymmetrischer Information verschärfen. Dies zeigt sich an folgendem Beispiel: So arbeitet in einigen Ländern das Rechtssystem bei Zwangsvollstreckungen einer Hypothek sehr langsam. Im Falle eines Ausfalls eines Schuldners muß ein Gläubiger in Italien bis zu vier Jahre auf das Vollstreckungsurteil warten, in Spanien sind es immerhin noch drei und in Belgien zwei Jahre.<sup>37</sup> Ziel einer Hypothek ist es jedoch, dem Gläubiger Sicherheiten zu bieten. Aufgrund der langen Wartezeiten bis zum Vollstreckungsurteil wird es den Darlehensgebern aber praktisch unmöglich gemacht, die Hypothek als Sicherheit zu betrachten.<sup>38</sup>

---

<sup>36</sup> Vgl. Eichwald/Pehle (2000, Seite 751).

<sup>37</sup> Jappelli/Pagano (1994).

<sup>38</sup> Vgl. Muellbauer (2003, Seite 186).

Über ihr Zusammenspiel mit der asymmetrischen Information können Transaktionskosten damit eine Kreditrationierung verstärken. Des weiteren können Transaktionskosten eine Differenz zwischen Soll- und Habenzinssatz erklären. Denkbar wäre, daß die Kreditgeber die Kosten den Schuldnern in Rechnung stellen, was den Sollzinssatz erhöht.<sup>39</sup>

### 2.3 Zusammenfassung

Dieses Kapitel zeigte, daß (bindende) Liquiditätsrestriktionen den Konsum eines Haushaltes einschränken und seine optimale Konsumglättung stören. Liquiditätsbeschränkungen können sich beispielsweise in einer Differenz zwischen Soll- und Habenzinssatz, einer Kreditrationierung und einer Anzahlung beim Immobilienkauf zeigen.

Die Entstehung dieser Restriktionen wurde schließlich im zweiten Abschnitt des Kapitels untersucht. Es zeigte sich, daß die Liquiditätsbeschränkungen aus Marktimperfectionen resultieren.

Diese Informationen werden in Kapitel 5 eine entscheidende Rolle bei der Diskussion der Maße spielen, die später dann in der empirischen Untersuchung den Einfluß von Liquiditätsrestriktionen abbilden sollen. Zunächst werden aber im nächsten Kapitel die theoretischen Grundlagen für Analyse des Zusammenhangs zwischen aggregierter Ersparnis und Liquiditätsrestriktionen gelegt.

---

<sup>39</sup> Vgl. Jappelli/Pagano (1989, Seite 1094).



## **3 Determinanten der aggregierten Ersparnis**

### **3.1 Der Einfluß von Liquiditätsrestriktionen**

Wie das vorherige Kapitel zeigte, haben (bindende) Liquiditätsrestriktionen einen Einfluß auf die Ersparnis eines einzelnen Haushaltes – per Definition vermindern sie den Konsum und erhöhen damit ceteris paribus die Ersparnis des Haushaltes. In diesem Kapitel sollen nun die Auswirkungen von Liquiditätsrestriktionen auf die aggregierte Ersparnis näher untersucht werden.

Im folgenden Abschnitt wird zunächst das Modell von Jappelli und Pagano (1994) vorgestellt; es ist das Standardmodell zur Analyse des Einflusses von Liquiditätsrestriktionen auf die aggregierte Ersparnis.

#### **3.1.1 Das Modell von Jappelli/Pagano (1994)**

Jappelli und Pagano untersuchen die Auswirkungen von Kreditrationierung an Hand eines Modells mit drei sich überlappenden Generationen: einer jungen Generation, die über kein Arbeitseinkommen verfügt, einer Generation im mittleren Alter, die ein (reales) Einkommen in Höhe von  $e_t$  bekommt und einer älteren Generation, deren Mitglieder bereits aus dem Arbeitsleben ausgeschieden sind und die deshalb kein Arbeitseinkommen mehr beziehen. In einem ersten Schritt soll die Bevölkerung als konstant angenommen wer-

den, wobei die Größe jeder Generation auf eins normiert ist.<sup>40</sup>

Die Präferenzen werden durch die Nutzenfunktion

$$u(c_{t,t}, c_{t,t+1}, c_{t,t+2}) = \ln c_{t,t} + \beta \ln c_{t,t+1} + \beta^2 \ln c_{t,t+2} \quad (3.1)$$

widergegeben, wobei das erste Subskript für die betrachtete Generation steht, während das zweite den jeweiligen Zeitpunkt des Konsums angibt. Der Diskontfaktor ist mit  $\beta$  bezeichnet. Jede Generation will nun ihren Nutzen  $u$  maximieren, muß dabei aber zwei Nebenbedingungen beachten. Einmal darf der Lebenskonsum nicht das Lebenseinkommen übersteigen, es muß also

$$c_{t,t} + \frac{c_{t,t+1}}{R_{t+1}} + \frac{c_{t,t+2}}{R_{t+1}R_{t+2}} \leq \frac{e_{t+1}}{R_{t+1}} \quad (3.2)$$

erfüllt sein. Dabei gibt  $R_{t+1}$  den realen Zinssatzfaktor zwischen den Perioden  $t$  und  $t+1$  an,  $e_{t+1}$  ist das Realeinkommen aus Arbeit in Periode  $t+1$ . Außerdem muß der Haushalt eine Liquiditätsrestriktion in Form einer Kreditbeschränkung beachten. Diese besagt, daß ein Haushalt maximal den Anteil  $\phi$  seines Lebenseinkommens als Kredit in jungen Jahren aufnehmen kann. Bei der Optimierung muß also zusätzlich noch

$$c_{t,t} \leq \phi \frac{e_{t+1}}{R_{t+1}} \quad (3.3)$$

erfüllt sein.

Wie Kapitel 1 gezeigt hat, kann die Entstehung von Liquiditätsrestriktionen verschiedene Ursachen haben. Diese werden jedoch von

---

<sup>40</sup> Die Darstellung folgt Jappelli/Pagano (1994).

Jappelli und Pagano nicht modelliert, vielmehr wird die Höhe der Liquiditätsbeschränkung als exogen und gegeben angenommen.<sup>41</sup>

Das Nettovermögen dieser Ökonomie ergibt sich aus dem Vermögen der Generation im mittleren Alter abzüglich der Schulden der jungen Generation.<sup>42</sup> Das Vermögen der mittleren Generation setzt sich aus dem Einkommen aus Arbeit abzüglich des Konsums und ihren Schulden aus jungen Jahren zusammen. Dies ergibt folgende Formel für das Nettovermögen:

$$W_t = \frac{\beta(1-\phi)}{1+\beta} e_t L - \phi \frac{e_{t+1}}{R_{t+1}} L \quad (3.4)$$

wobei  $L$  die Zahl der in einer Generation lebenden Menschen angibt. Wie die Formel zeigt, besteht ein negativer Zusammenhang zwischen dem Nettovermögen und der Höhe der Liquiditätsrestriktion  $\phi$ : Je weniger die Haushalte der jungen Generation an Kredit aufnehmen können, d.h. je kleiner  $\phi$  ist, desto weniger müssen sie für den Schuldendienst ausgeben, wenn sie älter sind. Dadurch eröffnen sich den Haushalten neue Konsummöglichkeiten, die sie auf die ihnen verbleibenden Perioden aufteilen werden. Ceteris paribus wird deshalb die Ersparnis im mittleren Alter höher ausfallen, während gleichzeitig der Konsum der jungen Generation sinkt.

Das Vermögen wird von den Haushalten im Unternehmenssektor investiert. Die Produktionsfunktion des Unternehmenssektors lautet

---

<sup>41</sup> Dies kann als Nachteil des Modells angesehen werden. Wie das vorherige Kapitel gezeigt hat, sind die Entstehungsgründe für Liquiditätsrestriktionen komplex und vielfältig – es ist deshalb nicht anzunehmen, daß sich die Höhe der Liquiditätsrestriktionen unabhängig von den restlichen Gegebenheiten der Volkswirtschaft bildet.

<sup>42</sup> Da es per Annahme keine Vererbungen gibt, ist das Vermögen der älteren Generation am Ende ihres Lebens gleich Null.

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L^{1-\alpha} \quad (3.5)$$

wobei  $Y_t$  den aggregierten Output,  $K_t$  den aggregierten Kapitalstock und  $L$  die eingesetzten Arbeitskräfte angibt.  $L$  wird im folgenden auf eins gesetzt. Der Kapitalstock wird durch die Produktion vollständig verbraucht. Je nach Modellierung des technischen Prozesses  $A_t$  ergibt sich ein Modell mit exogenem oder mit endogenem Wachstum.

Die Entlohnung der Produktionsfaktoren errechnet sich aus der Nullgewinnbedingung<sup>43</sup> im Unternehmenssektor und der Bedingung für das Kapitalmarktgleichgewicht, die

$$W_t = K_{t+1} \quad (3.6)$$

lautet. Im Gleichgewicht muß das Vermögen der Haushalte genau der Kapitalnachfrage des Unternehmenssektors entsprechen. Dabei erfolgt der Ausgleich des Kapitalmarktes durch eine Anpassung der Faktorpreise: Steigt zum Beispiel die Produktivität des Kapitals, dann wird die Nachfrage der Unternehmen nach Investitionsgütern steigen, was eine Erhöhung des Zinssatzes nach sich zieht. Der gestiegene Zins hat wiederum einen positiven Einfluß auf das Vermögen, wie Gleichung (3.4) zeigt.

Die aggregierte Nettosparquote dieser Ökonomie ist als  $(K_{t+1} - K_t)/Y_t$  definiert<sup>44</sup> und gibt wegen (3.6) den Vermögenszu-

---

<sup>43</sup> Diese besagt, daß die Produktionsfaktoren nach ihrem Grenzertrag entlohnt werden.

<sup>44</sup> Dies gilt im Fall einer geschlossenen Volkswirtschaft, in der das Vermögen der Haushalte nur im Unternehmenssektor angelegt werden kann. Für den Fall einer offenen Volkswirtschaft ist die Ersparnis als Zunahme des inländischen Vermögens definiert, vgl. Jappelli/Pagano (1994, Seite 107).

wachs des Haushaltssektors relativ zum Gesamteinkommen  $Y_t$  an.<sup>45</sup>

Jappelli und Pagano konnten nun zeigen, daß die aggregierte Ersparnis nur dann positiv ist, wenn die Produktivität und damit das Einkommen über die Zeit wachsen. Jappelli und Pagano konnten aus ihrer Analyse außerdem ableiten, daß ein kleineres  $\phi$  eine höhere Sparquote bewirkt<sup>46</sup>: Bei gegebenem Wachstum wird relativ zum Einkommen mehr gespart, wenn die Liquiditätsrestriktion „enger“ ist. Intuitiv läßt sich dieses Ergebnis folgendermaßen erklären: Durch die Liquiditätsrestriktion erhöht sich das Durchschnittsalter des Konsums, weil die junge Generation am Konsum gehindert wird. Da die junge Generation durch das Einkommenswachstum aber relativ zu der älteren Generation reicher ist, sinkt der Konsum relativ zum Einkommen und die Sparquote steigt.

Erhöht sich nun die Wachstumsrate des Einkommens, dann sind zwei gegenläufige Effekte zu beobachten: Zum einen ist die Generation im mittleren Alter reicher als die ältere Generation. Damit sollte sich die Ersparnis erhöhen. Andererseits antizipiert die junge Generation ihr höheres Gehalt (das sogar noch höher sein wird als das ihrer Eltern) und wird deshalb eine höhere Verschuldung anstreben. Dieser Effekt wird negativ auf die Ersparnis wirken. Ist die junge Generation aber liquiditätsbeschränkt, wirkt eine Erhöhung des Ein-

---

<sup>45</sup> Da die Haushalte Eigentümer der Produktionsfaktoren sind, fließt  $Y_t$  über die Faktorentlohnung aus dem Unternehmenssektor wieder an sie zurück.  $Y_t$  kann deshalb als verfügbares Einkommen des Haushaltssektors interpretiert werden.

<sup>46</sup> Dies gilt sowohl in einem steady state als auch zwischen zwei steady states (Jappelli/Pagano (1994, Seite 87)).

kommenswachstums eindeutig positiv auf die Ersparnis.<sup>47</sup>

Durch die explizite Berücksichtigung von Liquiditätsrestriktionen stellt das Modell von Jappelli und Pagano eine Erweiterung jener Modelle dar, die mit Hilfe der Lebenszyklushypothese und unter Berücksichtigung mehrerer sich überlappender Generationen Aussagen über die aggregierte Ersparnis treffen.<sup>48</sup>

Viele Aspekte des Zusammenspiels zwischen Liquiditätsrestriktionen und Ersparnis bleiben jedoch unberücksichtigt. Hier stellt das Modell von Li (2001), das im folgenden Abschnitt vorgestellt wird, eine Erweiterung dar. Li modelliert Liquiditätsrestriktionen in Form einer Anzahlungsquote, die ein potentieller Käufer beim Kauf einer Immobilie bezahlen muß. Die Haushalte in Lis Modell haben die Möglichkeit, die Restriktion zu umgehen, indem sie auf den Kauf einer Immobilie verzichten und statt dessen Wohnraum in Form einer Mietwohnung „konsumieren“.

#### 3.1.2 Das Modell von Li (2001)

Im Modell von Li stiften zwei Güter dem Haushalt Nutzen: Zum einen der Konsum von Wohnraum, zum anderen der Konsum eines

---

<sup>47</sup> Dies gilt für den Fall einer offenen Volkswirtschaft. Jappelli/Pagano (1994) konnten zeigen, daß in einer geschlossenen Ökonomie einer Erhöhung der Wachstumsrate *immer* einen positiven Effekt auf die Sparquote hat, unabhängig von Liquiditätsrestriktionen. Diese verstärken allerdings den Effekt des Einkommenswachstums auf die Sparquote – ähnlich wie oben geschildert (Seite 87f.). Bei endogenem Wachstum ergibt sich durch Liquiditätsrestriktionen zusätzlich noch ein positiver Effekt auf das Wachstum (Seite 90f.).

Weiter ist zu bemerken, daß die Ergebnisse auch dann noch gültig sind, wenn statt Einkommenswachstum eine steigende Bevölkerungszahl angenommen wird.

<sup>48</sup> Siehe zum Beispiel Modigliani (1986, 1993).

### 3.1 Der Einfluß von Liquiditätsrestriktionen

---

„regulären“ Konsumgutes.<sup>49</sup> Wohnraum kann auf zwei Arten konsumiert werden, nämlich in Form einer Mietwohnung oder in Form eines Eigenheimes. Wird der Wohnraum in der Form eines Eigenheims konsumiert, liefert er einen höheren Nutzen, da das Eigenheim neben einer Wohnmöglichkeit dem Hausbesitzer noch einen zusätzlichen Nutzen bietet, den „Stolz“ des Hausbesitzes.<sup>50</sup> Wenn der Haushalt also die Wahl zwischen einer Mietwohnung und einem Eigenheim hat, wird er *ceteris paribus* immer das Eigenheim wählen. Allerdings übersteigt der Wert eines Eigenheims in den meisten Fällen das Jahreseinkommen, so daß eine Kreditaufnahme nötig wird. Bekommt der Haushalt nun weniger Kredit, als er benötigt, um das Eigenheim noch in dieser Periode zu kaufen, dann steht er vor der Wahl: Entweder er verzichtet solange auf den Konsum des anderen Konsumgutes, bis er die erforderlichen Mittel angespart hat, oder aber er läßt seinen Plan bezüglich des Hauskaufs fallen und bleibt für immer in der Mietwohnung.

Die Entscheidung wird davon abhängen, ob der diskontierte Nutzengewinn durch den Hauskauf den Nutzenverlust aus dem Konsumverzicht in der Ansparphase ausgleicht.<sup>51</sup> Der Haushalt kann jedoch nicht nur über den Kauf an sich und den Kaufzeitpunkt entscheiden, sondern auch über die Größe des Hauses.

Li modelliert in diesem Kontext die Wirkung einer Anzahlungsquo-

---

<sup>49</sup> Dieses Konsumgut umfaßt alle sonstigen Konsumgüter, die dem Haushalt neben dem Konsum an Wohnraum noch Nutzen stiften.

<sup>50</sup> Siehe Fußnote 12 in Kapitel 2.

<sup>51</sup> Siehe dazu auch die Ausführungen in Kapitel 2. Zu beachten ist weiterhin, daß der diskontierte Nutzen des Hauses um so kleiner wird, je weiter der Haushalt den Kauf verschieben muß.

te<sup>52</sup> auf die aggregierte Ersparnis. Je höher die Anzahlungsquote, desto geringer der Anteil am Kaufpreis des Eigenheims, den der Haushalt über einen Kredit finanzieren kann. Zur Analyse verwendet Li ein Lebenszyklusmodell, ähnlich dem von Jappelli und Pagano. Allerdings betrachtet er sechs sich überlappende Generationen.<sup>53</sup> Das Leben eines jeden Haushaltes ist in sechs Perioden unterteilt, jede Periode umfaßt 10 Jahre. Die Haushalte wählen für jede Periode das für sie optimale Konsumniveau des Konsumgutes und des Wohnraumes. Eine Verschuldung des Haushaltes zum Erwerb der Immobilie ist möglich, vorausgesetzt, er kann die Anzahlung leisten. Der Haushalt kann jedoch keinen Kredit aufnehmen, um den Konsum des anderen Gutes zu finanzieren.

Ein Haushalt kann damit auf zwei Arten von den Liquiditätsrestriktionen betroffen sein: Zum einen, wenn er versucht, den Konsum des anderen Gutes von der Zukunft in die Gegenwart vorzuziehen, und zum anderen, wenn er sich für den Kauf des Eigenheimes entscheidet.

Es wird weiter angenommen, daß der Haushalt bis zu seinem Lebensende das Haus verkauft und sein gesamtes Vermögen konsumiert, so daß er zum Zeitpunkt seines Todes kein Erbe hinterläßt.

Ein Haushalt berechnet nun zu Beginn seines Lebens seinen Gesamtnutzen über die Jahre, den er maximieren will. Dabei wählt er den Kaufzeitpunkt und die Größe des Hauses so, daß sein Gesamtnutzen maximal wird – er kann sich dabei auch grundsätzlich gegen

---

<sup>52</sup> Siehe dazu die Ausführungen zur down payment ratio in Kapitel 2.

<sup>53</sup> Das Modell entspricht in seinen Grundzügen dem Modell von Hayashi, Ito und Slemrod (1988).



den Kauf eines Hauses entscheiden.

Für seine Berechnungen benötigt der Haushalt außerdem Informationen über den Verlauf seines Einkommenspfades. Einkommen beziehen die Haushalte aus dem Unternehmenssektor, den sie, ähnlich wie im Modell von Jappelli und Pagano, mit Arbeit und Kapital versorgen. Ebenso wie Jappelli und Pagano nimmt Li an, daß das Produktionskapital jeder Periode komplett ersetzt werden muß. Die gesamtwirtschaftliche Ersparnis zu einem Zeitpunkt  $t$  ist dann als  $S_t = K_{t+1}$  definiert, wobei sich  $S_t$  aus der Summe der Ersparnisse aller Generationen ergibt.<sup>54</sup> Die Haushalte investieren ihre Ersparnisse also im Unternehmenssektor und stellen diesem dadurch Produktionskapital zu Verfügung.

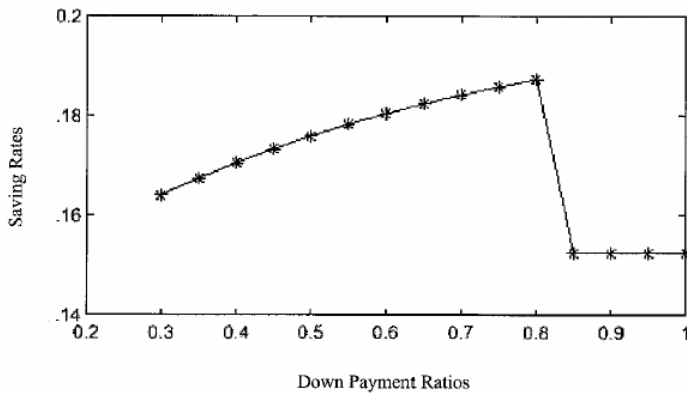
Li konnte nun zeigen, daß die Sparquote positiv von der Höhe der Anzahlungsquote abhängt – allerdings nur bis zu einer gewissen Höhe. Danach lohnt sich der Verzicht während der Ansparphase für die Haushalte nicht mehr, und sie entscheiden sich für den Konsum des Wohnraumes in Form einer Mietwohnung. Folgende Abbildung zeigt den Verlauf der aggregierten Sparquote in Abhängigkeit der Anzahlungsquote:

---

<sup>54</sup> Hier unterscheiden sich die Modelle von Li und von Jappelli/Pagano: Während letztere die Ersparnis als *Nettoersparnis* definieren, also als  $(K_{t+1} - K_t)$ , ist die Ersparnis bei Li implizit als *Bruttoersparnis* definiert. Damit sind die Ergebnisse der beiden Modelle nur bedingt vergleichbar.

### 3 Determinanten der aggregierten Ersparnis

Abbildung 1: Sparquote in Abhängigkeit von der Anzahlungsquote im Modell von Li (2001)



Quelle: Li (2001), Bild Nr. 3

Bis zu einem Niveau der Anzahlungsquote von über 80 Prozent weist die Sparquote einen steigenden Verlauf auf. Erst wenn die Anzahlungsquote dieses Niveau überschreitet, entscheiden sich die Haushalte endgültig gegen den Kauf des Eigenheims. Hier könnte eine *Senkung* der down payment ratio sogar zu einer Erhöhung der aggregierten Ersparnis führen, weil sich dann das Ansparen auf die Anzahlung wieder lohnt.

Im Gegensatz zum Modell von Jappelli und Pagano können Liquiditätsrestriktionen im Modell von Li also ab einer gewissen Stärke einen *negativen* Effekt auf die aggregierte Ersparnis haben. Es ist jedoch fraglich, ob dieser negative Einfluß in der Realität beobachtet werden kann: Für seine Simulation kalibriert Li das Modell mit Daten für die Immobilienmärkte im Mittleren Osten, einer Region, die durch ein starkes Bevölkerungswachstum und eine zunehmende Verknappung des Wohnraumes gekennzeichnet ist, was einen extremen Preisanstieg am Wohnungsmarkt zur Folge hat. Selbst in

dieser extremen Spezifikation kippt der Einfluß der down payment erst bei einem relativ hohen Wert von 80 Prozent. Eine down payment ratio in dieser Höhe wurde in den vergangenen 30 Jahren in keinem Industrieland gefordert, wie Tabelle 4 in Kapitel 5 zeigt. Es kann deshalb davon ausgegangen werden, daß die down payment ratio zumindest in Industrieländern einen positiven Einfluß auf die Ersparnis aufweist.<sup>55</sup>

Sowohl das Modell von Li als auch das Modell von Jappelli/Pagano beschränken sich bei ihren Analysen bezüglich des Einflusses von Liquiditätsrestriktionen auf die Auswirkungen der *Kreditrationierung*: So bekommen die Haushalte im Modell von Jappelli und Pagano weniger Kredit als gewünscht, obwohl sie bereit wären, den geforderten Zinssatz zu zahlen.<sup>56</sup> Im Modell von Li werden Liquiditätsrestriktionen in Form der Rationierung auf dem Kreditmarkt bzw. der down payment ratio modelliert – dabei betrachtet Li die down payment ratio explizit als Rationierungsmaß für die Hypothekenkreditmärkte.<sup>57</sup> Vorstellbar wäre etwa, daß jeder Haushalt, der die erforderliche Anzahlung leisten kann und bereit ist, die marktüblichen Konditionen zu zahlen, einen Hypothekenkredit bekommt. Dann mißt die down payment ratio die Kreditrationierung auf dem Markt für Immobilienkredite: Wer die down payment nicht aufbringen kann, wird keinen Kredit erhalten, unabhängig von seiner Fä-

---

<sup>55</sup> Neben der Anzahlungsquote sind die Haushalte auch dadurch liquiditätsbeschränkt, daß sie keine Kredite zur Finanzierung ihres sonstigen Konsums aufnehmen können. Die Auswirkungen einer Veränderung dieser Restriktion werden von Li nicht weiter betrachtet – die Effekte sollten aber ähnlich sein wie im Modell von Jappelli und Pagano.

<sup>56</sup> Siehe Abschnitt 3.1.1. und Jappelli/Pagano (1994, Seite 83).

<sup>57</sup> Vgl. Li (2001, Seite 10f.).

higkeit, den Kredit später zurückzahlen zu können.<sup>58</sup>

Über die Auswirkungen anderer Formen von Liquiditätsrestriktionen auf die aggregierte Ersparnis, wie zum Beispiel eine Differenz zwischen Soll- und Habenzinssatz, machen beide Modelle keine Aussagen. Deshalb soll ein eigenständiger Einfluß dieser Form der Liquiditätsbeschränkung auf die aggregierte Ersparnis künftig nicht weiter untersucht werden.<sup>59</sup>

Die Modelle treffen außerdem keine Aussagen über andere Aspekte des Verhältnisses zwischen Liquiditätsrestriktionen und Sparen, wie zum Beispiel die Auswirkungen von Unsicherheit bezüglich des Einkommensverlaufs<sup>60</sup> oder aber die Rolle von intergenerationellen Transfers.<sup>61</sup> Diese Aspekte sollen im weiteren deshalb ebenfalls ausgeklammert werden.

## 3.2 Weitere Determinanten der aggregierten Ersparnis

Um den Einfluß der Liquiditätsrestriktionen auf die aggregierte Ersparnis zu untersuchen, stützen sich sowohl das Modell von Jappelli/Pagano (1994) als auch das von Li (2001) auf die *Lebenszyklushypothese*. Dabei bildet sich die aggregierte Ersparnis aus der Er-

---

<sup>58</sup> Vgl. Jappelli/Pagano (1989, Seite 1095 und 1994, Seite 91). Siehe außerdem Kapitel 2 und Kapitel 5.

<sup>59</sup> Im folgenden werden die Begriffe Liquiditätsrestriktion und Kreditrationierung oft synonym verwendet, wie in der einschlägigen Literatur auch. Siehe zum Beispiel Jappelli/Pagano (1998, Seite 1, Fußnote 2).

<sup>60</sup> Siehe zum Beispiel Xu (1995) oder Romer (2001, Seite 358f.) und die Diskussion in der Zusammenfassung, Kapitel 7.

<sup>61</sup> Siehe zum Beispiel Guiso/Jappelli (1991).

sparnis vieler sich überlappender Generationen (oder Kohorten), die sich in unterschiedlichen Lebensabschnitten befinden. Die Lebensabschnitte können dabei jeweils ein unterschiedlich hohes Einkommen mit sich bringen – der Konsum einer jeden Kohorte hängt jedoch nicht von dem laufenden Einkommen, sondern von ihrem gesamten Lebenseinkommen ab. Dieses wird so über die Lebenszeit verteilt, daß der Gesamtnutzen maximal ist.<sup>62</sup>

Dabei wird jedoch von der Existenz perfekter Märkten ausgegangen – die oben genannten Modelle stellen damit eine Erweiterung der klassischen Lebenszyklushypothese dar, indem sie Marktunvollkommenheiten und die daraus resultierenden Liquiditätsrestriktionen explizit in die Lebenszyklushypothese integrieren.

In der folgenden Tabelle sind wichtige Einflußfaktoren der aggregierten Ersparnis zusammengestellt, die sich aus der Lebenszyklushypothese (im folgenden als LZH abgekürzt) ableiten lassen.<sup>63</sup>

---

<sup>62</sup> Für eine Übersicht über die Aussagen der Lebenszyklushypothese zur Bildung der aggregierten Ersparnis, siehe Modigliani (1986, 1993). Die Lebenszyklushypothese als eines der wichtigsten Modelle zur Analyse sowohl der individuellen Ersparnis, sondern auch des aggregierten Sparverhaltens, wie Deaton schreibt: „That such a simple model should yield accurate predictions is remarkable. It is also impressive that in contrast to much modern work on saving, no use is made of representative agents [...], one of the few examples in empirical macroeconomics where aggregation is used positively, not shrugged off as a nuisance.” (Deaton, 1999, Seite 44).

<sup>63</sup> Die Auswahl dieser Faktoren orientierte sich an Publikationen von Modigliani (1993, 1986, 1993), des „Vaters“ der Lebenszyklushypothese. Viele weitere potentielle Größen bleiben unberücksichtigt, wie zum Beispiel die Rolle von Erbschaften, oder die der Einkommensverteilung innerhalb der Bevölkerung.

### 3 Determinanten der aggregierten Ersparnis

*Tabelle 1: Determinanten der Haushaltsersparnis*

Einflußfaktor	Begründung	Wirkung auf agg. Ersparnis
Einkommenswachstum	Wie das Modell von Jappelli/Pagano (1994) gezeigt hat, macht Einkommenswachstum über die Generationen die jüngeren Generationen relativ zu ihren Eltern reicher. Die Ersparnis der Jüngeren wird damit den Vermögensabbau der Älteren übersteigen.	positiv
Anteil der Älteren / Jüngeren an der Bevölkerung	Durch den in der LZH unterstellten Verlauf des Einkommens bauen die Älteren ihr Vermögen ab, während die Jüngeren Kredite aufnehmen.	negativ
Staatliche Altersversorgung	Im Modell der LZH sparen die Haushalte, um Vermögen anzusammeln, das sie während ihres Ruhestandes abbauen können. Eine staatliche Altersversorgung reduziert diese Notwendigkeit.	negativ <sup>64</sup>
Inflation	Inflation erhöht die Unsicherheit, was zu einer höheren Ersparnis führen kann (Vorsichtssparen). Andererseits kann Unsicherheit über den zukünftigen Ertrag die Ersparnis vermindern. <sup>65</sup>	unbestimmt

---

<sup>64</sup> Vgl. zum Beispiel Modigliani/Sterling (1983, Seite 26). Wie Modigliani/Sterling ausführen, kann eine staatliche Altersversorgung ebenso einen gegenläufigen positiven Effekt aufweisen: Ein höheres Rentenniveau könnte zu einer Verkürzung der Erwerbszeit führen. Da sich durch diesen Effekt die Lebenszeit ohne eigenes Einkommen verlängert, könnte dies die Ersparnis erhöhen. Modigliani/Sterling (1983) erwarten jedoch, daß der negative Effekt überwiegt und staatliche Altersversorgung die Ersparnis der Haushalte verdrängt. Siehe dazu auch Feldstein (1979).

<sup>65</sup> Vgl. Modigliani (1993).

### 3.2 Weitere Determinanten der aggregierten Ersparnis

Einflußfaktor	Begründung	Wirkung auf agg. Ersparnis
Realzins	Der Zins gibt den „Preis“ des Konsums in dieser Periode im Vergleich zum Konsum in der nächsten Periode an. Steigt der Zins, wird der heutige Konsum teurer und er wird gegen Konsum morgen substituiert. Gleichzeitig wirft das schon bestehende Vermögen mehr Ertrag ab, was das Einkommen erhöht. Es kommt zu gegenläufigen Einkommens- und Substitutionseffekten. <sup>66</sup>	unbestimmt
Ersparnis der Regierung	Im Modell der LZH antizipieren die Konsumenten, daß der Staat zur Schuldentilgung die Steuern erhöhen muß, was ihre Lebensressourcen vermindern wird, sofern die Steuern noch zu Lebzeiten erhöht werden. Da ihre Konsumentscheidung auf den Lebensressourcen basiert, führt ein Defizit zu einer Abnahme des Konsums und einem Anstieg der Ersparnis. <sup>67</sup>	negativ <sup>68</sup>

---

<sup>66</sup> Siehe Romer (2001, Seite 346).

<sup>67</sup> Vgl. Modigliani (1993, Seite 263).

<sup>68</sup> Ein negativer Effekt der Staatsersparnis gilt nur dann, wenn die untersuchte abhängige Variable die Ersparnis des Haushaltssektors (bzw. des privaten Sektors) ist, vgl. dazu die Diskussion in Kapitel 4.

Bei einer empirischen Untersuchung des Einflusses der Liquiditätsrestriktionen sollte für diese Determinanten in der Schätzung kontrolliert werden.

Bevor der Effekt von Liquiditätsrestriktionen an Hand einer eigenen Untersuchung überprüft wird, sollen zunächst im folgenden Abschnitt die Ergebnisse bisheriger Studien zusammengefaßt werden.

### **3.3 Überblick über die empirische Literatur**

Um die Determinanten der Ersparnis zu untersuchen, wurden seit Anfang der neunziger Jahre verstärkt Paneldatensätze herangezogen. Diese enthalten neben einer Querschnitts- auch eine Zeitdimension.<sup>69</sup> Eine der ersten dieser Panelstudien, in der die Rolle von Liquiditätsrestriktionen getestet wurde, war die Studie von Schmidt-Hebbel et. al. (1992). Schmidt-Hebbel et. al. (1992) untersuchten die Determinanten der Ersparnis des Haushaltssektors in zehn Entwicklungsländern und fanden dabei einen positiven Einfluß der Liquiditätsrestriktionen.

Zum gleichen Ergebnis kamen Jappelli/Pagano (1994). Sie stellten einen positiven Einfluß der Anzahlungsquote auf die aggregierte Ersparnis fest und sahen dadurch die Vorhersagen ihres Modells bestätigt.<sup>70</sup> Einen positiven Einfluß der Liquiditätsrestriktionen fanden auch Callen/Thimann (1997). Sie untersuchten die Auswirkungen des Bestandes an Konsumentenkrediten auf die Ersparnis des Haushaltssektors in 21 OECD Ländern im Zeitraum zwischen 1975

---

<sup>69</sup> Für eine nähere Beschreibung der Besonderheiten von Paneldatensätzen, siehe Kapitel 6.

<sup>70</sup> Inwieweit die Anzahlungsquote geeignet ist, Kreditrationierung zu messen, wird in Abschnitt 5.3.1 diskutiert.



und 1995 und fanden einen negativen Koeffizienten des Kreditbestandes. Einen höheren Bestand an Konsumentenkrediten interpretierten Callen/Thimann (1997) als eine Lockerung der Liquiditätsrestriktion.<sup>71</sup> Einen ähnlichen Effekt konnten auch Loayza et. al. (2000) feststellen, allerdings verwendeten sie die Kredite des privaten Sektors als Maß.<sup>72</sup> Ihr Datensatz umfaßt den Zeitraum von 1965 bis 1994 und enthielt Informationen aus 69 Ländern.

Edwards (1995) hingegen konnte den vermuteten positiven Einfluß der Liquiditätsrestriktionen auf die Ersparnis nicht bestätigen. Im Zeitraum von 1970 bis 1992 untersuchte Edwards die Determinanten der privaten Ersparnis in 36 Ländern. Die Stärke der Liquiditätsrestriktionen wurde durch die Kredite an den privaten Sektor relativ zum Gesamtbestand approximiert. Edwards fand einen positiven Einfluß dieser Größe. Eine Lockerung der Kreditbeschränkungen würde damit zu einem Anstieg der Ersparnis führen, entgegen der Hypothese von Jappelli/Pagano (1994), nach der eine Lockerung zu einem Rückgang der Sparquote führen müßte. Nicht bestätigen konnten diesen Effekt außerdem Kelly/Mavrotas (2003). Sie untersuchten den Einfluß des Kreditbestandes des privaten Sektors mit einem Datensatz, der Informationen aus 38 Jahren und 17 afrikanischen Ländern enthält.

Obwohl sowohl das Modell von Jappelli/Pagano (1994) und das Modell von Li (2001) grundsätzlich einen positiven Einfluß von Liquiditätsrestriktionen auf die aggregierte Ersparnis erwarten lassen, wird diese Hypothese in der empirischen Literatur immer wie-

---

<sup>71</sup> Zur Diskussion dieses Maßes, siehe Abschnitt 5.3.4.

<sup>72</sup> Zur Diskussion dieses Maßes, siehe Abschnitt 5.3.

der verworfen. Die Studien unterscheiden sich jedoch bezüglich der Auswahl der Länder, der abhängigen Variablen und der Maße, die den Einfluß von Liquiditätsrestriktionen abbilden sollen. In den folgenden Kapiteln soll mit Hilfe eines neuen Datensatzes versucht werden, weitere Erkenntnisse über den Zusammenhang zwischen Liquiditätsrestriktionen und der aggregierten Sparquote zu gewinnen.

# 4    **Daten**

In diesem Kapitel werden die untersuchten Variablen vorgestellt. Abschnitt 4.1 diskutiert die unabhängigen Variablen, mit Ausnahme der Maße für Liquiditätsrestriktionen, die im darauffolgenden Kapitel behandelt werden. Abschnitt 4.2 zeigt drei verschiedene Möglichkeiten, die aggregierte Sparquote zu messen: Abhängig von der Anzahl der Sektoren ergeben sich unterschiedliche Aggregate. Ein Anhang (siehe Kapitel 9) ergänzt diese Ausführungen um spezielle Probleme der Datenauswahl und der Datenerhebung. Er enthält außerdem genaue Informationen zu Quellen und Konstruktion des Datensatzes.

Wie im Anhang beschrieben, wurden folgende 14 Länder als Untersuchungseinheiten ausgewählt: Australien, Österreich, Belgien, Kanada, Finnland, Frankreich, Deutschland, Italien, Japan, die Niederlande, Spanien, Großbritannien und die USA. Aus diesen Ländern wurden Daten zu der abhängigen und den unabhängigen Variablen zwischen den Jahren 1980 und 2001 gesammelt.

Der folgende Abschnitt wird zunächst weitere Erläuterungen zu den unabhängigen Variablen liefern.

## **4.1    Unabhängige Variablen**

Im vorherigen Kapitel wurde eine Reihe von Faktoren genannt, welche das Sparverhalten der Haushalte beeinflussen können. Folgende Tabelle gibt einen Überblick über die Einflußfaktoren, die erwartete

Richtung ihres Einflusses sowie die Variablen, mit denen diese Faktoren gemessen werden sollen.

*Tabelle 2: Einflußfaktoren des Haushaltssparens und ihre Meßgrößen*

Einflußfaktor	Variable	Erwartete Richtung
Ersparnis des Staates	Finanzierungssaldo/BIP	-
Anteil der Rentner	Altenquotient	-
Anteil der jungen Bevölkerung	Jugendquotient	-
Höhe der Altersversorgung	Rentenzahlungen/BIP	-
Realer Zinssatz		+/-
Einkommenswachstum	Wachstum des Pro-Kopf BIP	+
Inflationsrate		+/-
Liquiditätsrestriktionen	Siehe nächstes Kapitel	+

Zu diesen Variablen ist folgendes zu bemerken:

Die Höhe der Altersversorgung wird durch die Summe der Rentenzahlungen approximiert. Diese hängt jedoch nicht nur von der Großzügigkeit des Rentensystems, sondern auch von der Anzahl der Rentner ab. Es ergibt sich damit ein Zusammenhang zwischen dem Anteil älterer Menschen und der Summe der Rentenzahlungen. Besser wäre es deshalb, die Stärke der Absicherung im Alter über das Rentenniveau (replacement rate) zu messen. Die Messung des Rentenniveaus unterscheidet sich jedoch stark von Land zu Land, so daß

## 4.2 Abhängige Variable: Sparquote

---

für die untersuchten Länder im Betrachtungszeitraum keine konsistenten Informationen gefunden werden konnten.

Des weiteren bezieht sich die Definition des Finanzierungssaldos auf die „General Government“, die neben dem Bundesstaat in föderalistischen Systemen auch die einzelnen Länder und Gemeinden sowie die Sozialversicherungssysteme umfaßt.<sup>73</sup> Je nach Finanzierung dieser Systeme kann sich ein Zusammenhang zwischen der Höhe der Summe der Rentenzahlungen und der Höhe des Finanzierungssaldos ergeben (zum Beispiel wenn das Rentensystem zu einem großen Teil aus Steuern finanziert wird).

Ob die Ersparnis des Staates als unabhängige Variable zu betrachten ist, hängt von der verwendeten Definition der aggregierten Ersparnis ab. Die verschiedenen Definitionen sollen im nächsten Absatz diskutiert werden.

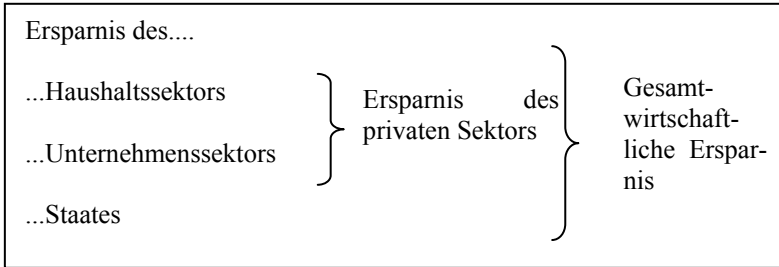
## 4.2 Abhängige Variable: Sparquote

Ziel dieser Arbeit ist es, den Einfluß von Liquiditätsrestriktionen privater Haushalte auf die aggregierte Ersparnis zu bestimmen. Aggregierte Ersparnis kann durch drei verschiedene Konzepte gemessen werden, die untereinander in Beziehung stehen, wie das folgende Schaubild zeigt:

---

<sup>73</sup> Siehe dazu auch die Ausführungen im Anhang.

Abbildung 2: Verschiedene Konzepte der aggregierten Ersparnis



Während die Ersparnis des Haushaltssektors allein die Ersparnis der privaten Haushalte beinhaltet, sind im privaten Sektor Unternehmen und Haushalte zusammengefaßt. Mit der gesamtwirtschaftlichen Ersparnis wird dann die Ersparnis der ganzen Ökonomie gemessen.

Die Erklärungsansätze des Sparverhaltens, die im vorigen Kapitel vorgestellt wurden, beschäftigen sich mit dem Sparen der *Haushalte* – nicht mit der Ersparnis von Unternehmen oder des Staates. Die Ersparnis des privaten Sektors oder des Unternehmenssektors wären deshalb nur dann geeignete Meßgrößen, wenn sie die Ersparnisbildung der Haushalte reflektierten.

Die private Ersparnis könnte dann ein Maß für das Sparen der Haushalte sein, wenn die Unternehmen den Haushalten gehörten. Die Ersparnisse des Unternehmenssektors, die aus den einbehaltenen Gewinnen gebildet werden, fielen dann letztlich den Haushalten zu. Das verfügbare Einkommen umfaßte damit nicht nur die ausgeschütteten, sondern auch die einbehaltenen Gewinne. Bei einer Er-

höhung der Ersparnisse im Unternehmenssektor könnten die Haushalte *ceteris paribus* ihre eigene Ersparnis senken, um ihre Gesamtersparnis relativ zu ihrem Gesamteinkommen konstant zu halten.<sup>74</sup> Zielgröße der Haushalte wäre also die Ersparnis des privaten Sektors.

Möglicherweise beziehen die Haushalte aber nicht nur die Unternehmensersparnis, sondern auch die Ersparnis des Staates in ihre Kalkulationen ein. Denkbar wäre zum Beispiel, daß die Haushalte auf eine Verschuldung des Staates mit einer Erhöhung ihrer eigenen Ersparnis reagieren, weil sie antizipieren, daß der Staat früher oder später seine Schulden durch eine Erhöhung der Steuern begleichen muß. Umgekehrt würden sie dann auf eine Erhöhung der Steuern mit einer Reduktion ihrer eigenen Ersparnis reagieren. Dies ist die Ricardianische Äquivalenz zwischen Haushaltsersparnis und öffentlicher Ersparnis.<sup>75</sup>

Ebenso wie die Äquivalenz zwischen Haushalts- und Unternehmensersparnis kann sie nur unter gewissen Annahmen gelten. So wird vorausgesetzt, daß sich die Haushalte verschulden können, und zwar zu den gleichen Konditionen wie der Unternehmenssektor und der Staat. Das setzt nahezu vollkommene Kapitalmärkte voraus<sup>76</sup> – eine unrealistische Annahme, wie die Kapitel 2 und 5 dieser Arbeit zeigen.

---

<sup>74</sup> Gersovitz (1988, Seite 412).

<sup>75</sup> Vgl. Barro (1974).

<sup>76</sup> Vgl. Gersovitz (1988, Seite 412) und Honohan (1999, Seite 92)

Zwar kann damit nicht ausgeschlossen werden, daß die Ersparnis des Unternehmenssektors und des Staates die Ersparnis der Haushalte beeinflussen, jedoch erscheint es unplausibel, die Ersparnis des privaten Sektors oder die gesamtwirtschaftliche Ersparnis zu verwenden, um das Sparen der Haushalte abzubilden.<sup>77</sup>

In dieser Arbeit soll deshalb allein die Ersparnis des Haushaltssektors<sup>78</sup> betrachtet werden. Die folgende Abbildung gibt einen Überblick über den Verlauf der Sparquote des Haushaltssektors in den untersuchten Ländern innerhalb des Beobachtungszeitraumes<sup>79</sup>:

---

<sup>77</sup> Trotzdem wird in vielen Studien die private oder aber die gesamtwirtschaftliche Ersparnis verwendet, siehe zum Beispiel Edwards (1995), Loayza et. al. (2000) oder aber Kelly/Mavrotas (2003). Oftmals geschieht dies jedoch nicht aus voller Überzeugung, sondern allein aus der Tatsache heraus, daß Daten zur Haushaltsersparnis nur schwer zu beschaffen sind, wie Honohan schreibt (1999, Seite 92f., eigene Übersetzung).

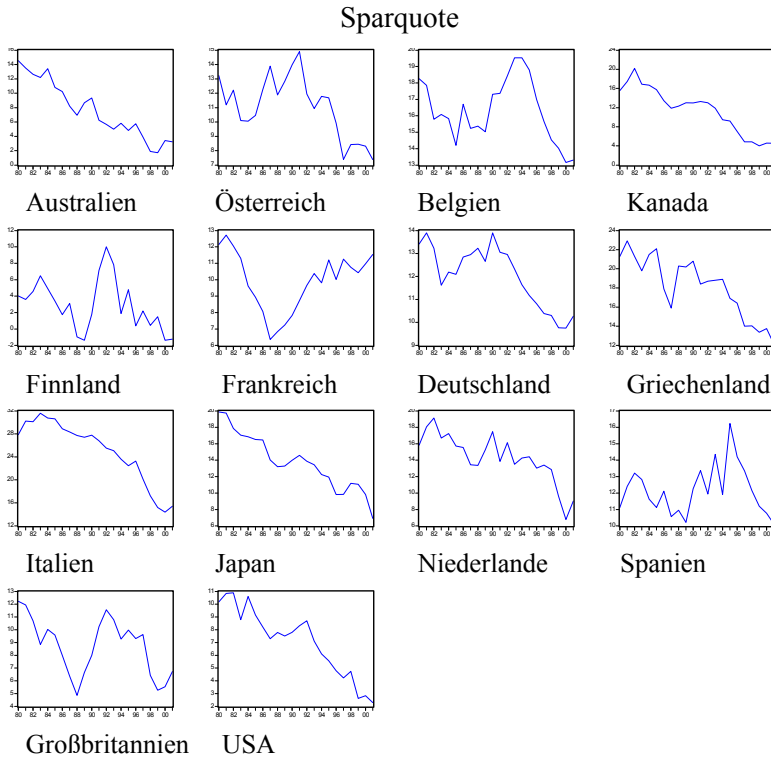
<sup>78</sup> Die Ersparnis des Haushaltssektors kann in der Realität oft nur schwer von der des Unternehmenssektors getrennt werden. Siehe dazu die Ausführungen im Anhang, Abschnitt 9.2.1.

<sup>79</sup> Quelle: OECD Economic Outlook Datenbank (Zugriff über Deutsche Bundesbank).



## 4.2 Abhängige Variable: Sparquote

Abbildung 3: Übersicht über den Verlauf der Sparquote des Haushaltssektors in den untersuchten Ländern



Bemerkenswert ist der fallende Verlauf in fast allen untersuchten Ländern, der besonders in Australien, Kanada, Deutschland, Griechenland, Italien, Japan, den Niederlanden und den USA ausgeprägt ist. Ein Grund dafür könnte etwa der demographische Wandel sein, der im Untersuchungszeitraum immer deutlicher spürbar wurde. Steigt der Anteil der Älteren, kann ceteris paribus die Sparquote

fallen, wie die Analyse des vorherigen Kapitels gezeigt hat. Eine weitere mögliche Erklärung könnte ein Rückgang der Liquiditätsrestriktionen sein. Wie Tabelle 3 im nächsten Kapitel zeigen wird, kam es in allen untersuchten Ländern zu einer Liberalisierung der Finanzmärkte, die zu einem Rückgang der Liquiditätsrestriktionen geführt haben könnte.

Die Liberalisierung der Finanzmärkte könnte den drastischen Rückgang der italienischen Sparquote erklären. Noch in den achtziger Jahren war der Finanzsektor in Italien durch eine starke Regulierung gekennzeichnet<sup>80</sup> – gleichzeitig wies Italien mit über 30 Prozent die höchste Sparquote aller untersuchten Länder auf. Während der neunziger Jahre – parallel zur Deregulierung des Finanzsektors – halbierte sich diese Quote fast und sank auf unter 16 Prozent.<sup>81</sup>

Auffallend ist auch der deutliche Anstieg der Sparquote in Österreich, Belgien, Finnland, Spanien und Großbritannien Mitte der neunziger Jahren, der sich nicht durch einen Wandel der Bevölkerungsstruktur oder Veränderungen der Finanzmärkte alleine erklären läßt. Neben diesen beiden Faktoren muß es deshalb noch weitere Determinanten der Sparquote geben, die einen Einfluß auf die Spar-

---

<sup>80</sup> Vgl. Guiso et.al (1992).

<sup>81</sup> Zu beachten ist, daß die Sparquote für Italien als Bruttosparquote, d.h. ohne Abzug der Abschreibungen, ausgewiesen wird, während die Quoten der meisten anderen Länder Nettoquoten sind. Schon aus diesem Grund ist zu erwarten, daß die italienische Sparquote höher ausfällt. Siehe dazu auch Anhang, Abschnitt 9.2.

quote des Haushaltssektors haben.<sup>82</sup>

Ein Vergleich des Verlaufs der Sparquote (siehe Abbildung 3) mit anderen möglichen Einflußfaktoren wie zum Beispiel dem Wachstum des Pro-Kopf Einkommens<sup>83</sup>, dem realen Zinssatz<sup>84</sup> oder Kreditmärkte und Liquiditätsrestriktionen der Inflationsrate<sup>85</sup> zeigt wenig Parallelen. Eine genauere ökonometrische Analyse in Kapitel 6 wird zeigen, wie stark der Einfluß der vermuteten Bestimmungsfaktoren der Sparquote wirklich ist. Zunächst soll jedoch im folgenden Kapitel diskutiert werden, wie sich Liquiditätsrestriktionen messen lassen.

---

<sup>82</sup> Auffallend ist auch der U-förmige Verlauf der französischen Sparquote, der so in keinem anderen Land zu beobachten ist. Die besondere Entwicklung der Sparquote in Frankreich kann durch keinen der diskutierten Einflußfaktoren alleine konsistent erklärt werden. Es scheint aber ausgeschlossen, daß die Umstellung der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung auf die Definitionen der ESA 95 diese Trendumkehr bewirkt hat. Siehe dazu auch Anhang, Abschnitt 9.2.

<sup>83</sup> Siehe Abbildung 16 im Anhang.

<sup>84</sup> Siehe Abbildung 11 im Anhang

<sup>85</sup> Siehe Abbildung 15 im Anhang

## 5 Kreditmärkte und Liquiditätsrestriktionen

### 5.1 Einleitung

In diesem Kapitel soll untersucht werden, wie Liquiditätsrestriktionen<sup>86</sup> gemessen werden können – für die im folgenden Kapitel durchgeführte Schätzung ist diese Frage zentral.

Rationierung auf dem Kreditmarkt liegt dann vor, wenn die Nachfrage größer ist als das Angebot. Auf einem vollkommenen Markt steigt der Zinssatz, der den Preis der Kredite angibt, bis sich Angebot und Nachfrage ausgleichen. Dieses Ergebnis muß nicht mehr gelten, wenn Marktunvollkommenheiten wie asymmetrische Information, unvollkommener Wettbewerb oder Transaktionskosten existieren. Wie Kapitel 2 gezeigt hat, können diese Marktimperfectionen den Anpassungsmechanismus des Zinssatzes außer Kraft setzen. In der Folge kann es zu einem Ungleichgewicht auf dem Kreditmarkt kommen, weil die Nachfrage nach Krediten das Angebot übersteigt.

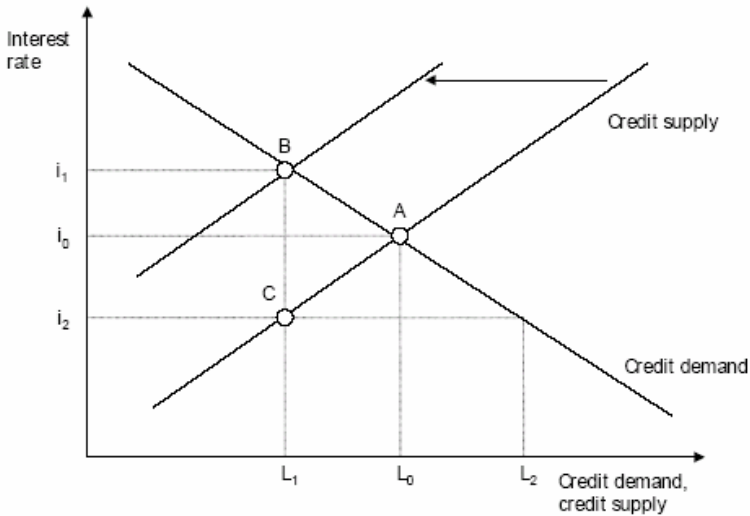
Folgende Abbildung verdeutlicht diese Zusammenhänge:

---

<sup>86</sup> Wie in Abschnitt 3.1.2 dargelegt, werden im weiteren Verlauf der Arbeit unter Liquiditätsrestriktionen nur solche Restriktionen gezählt, welche die Verfügbarkeit der Kredite betreffen, also die Kreditrationierung bzw. die Anzahlungsquote. Ein Spread zwischen Soll- und Habenzinssatz kann deshalb nur ein Maß für Liquiditätsrestriktionen sein, wenn er das Ausmaß der Rationierung mißt, siehe Abschnitt 5.3.5.

## 5.1 Einleitung

Abbildung 4: Der Kreditmarkt<sup>87</sup>



Zu sehen ist die Angebotskurve, die eine positive Steigung aufweist: Je höher der Zinssatz, desto lohnender ist ceteris paribus die Kreditvergabe. Die Nachfragekurve weist hingegen eine negative Steigung auf: Je niedriger der Zinssatz, desto günstiger ist die Kreditnachfrage. Im Punkt A befindet sich der Kreditmarkt im Gleichgewicht. Kommt es nun zu einer Senkung des Kreditangebots, gegeben den Zinssatz, dann fällt die im Gleichgewicht ausgegebene Kreditmenge von  $L_0$  auf  $L_1$ , der Zinssatz steigt von  $i_0$  auf  $i_1$ . Der Markt befindet sich sowohl vor als auch nach der Verknappung der Kreditmenge im

<sup>87</sup> Die Abbildung wurde Polleit (2003) entnommen.

Gleichgewicht – dafür hat der Anstieg des Zinssatzes gesorgt. Obwohl eine Verknappung der Kreditmenge stattgefunden hat, liegt keine Kreditrationierung vor.<sup>88</sup>

Ist im Unterschied dazu der Zinssatz auf das Niveau von  $i_2$  fixiert, zum Beispiel auf Grund von Regulierung oder asymmetrischer Informationsverteilung, dann beträgt die Kreditnachfrage  $L_2$ , während das Angebot nur  $L_1$  beträgt. Die Stärke der Kreditrationierung könnte nun durch die Differenz  $L_2 - L_1$  bestimmt werden.

Allerdings ist in der Realität gewöhnlich weder die Kreditnachfragekurve noch die Kreditangebotskurve bekannt, bestenfalls kann das umgesetzte Volumen beobachtet werden.<sup>89</sup> Dabei ist jedoch nicht klar, ob dieses Volumen durch das Angebot oder die Nachfrage bestimmt wird. Damit eine Kreditrationierung vorliegt, müßte eine Beschränkung durch das Angebot vorliegen.

In empirischen Studien, die den Einfluß von Liquiditätsrestriktionen auf die Ersparnis messen, werden deshalb Liquiditätsrestriktionen durch Hilfsgrößen approximiert. Viele dieser Hilfsgrößen weisen jedoch den Nachteil auf, daß sie Änderungen des Kreditangebots *und* der Kreditnachfrage auffangen, was ihre Interpretation als Maße

---

<sup>88</sup> Eine plötzliche Verknappung des Kreditangebots wird auch „credit crunch“ genannt. Ein credit crunch resultiert in höheren Refinanzierungskosten durch einen gestiegenen Zinssatz (vgl. Polleit 2003).

<sup>89</sup> Vgl. Jaffee/Stiglitz (1990, Seite 874). Wie Fußnote 117 zeigen wird, kann in den meisten Fällen nicht einmal das umgesetzte Volumen, sondern nur der Bestand an offenstehenden Krediten gemessen werden.

für Liquiditätsrestriktionen erschwert.<sup>90</sup>

Über das Ausmaß und die zeitliche Entwicklung der Kreditrationierung können direkt zwar keine Informationen<sup>91</sup> erhalten werden. Indirekt ist dies jedoch möglich: Wie Kapitel 2 gezeigt hat, entsteht die Kreditrationierung durch Marktunvollkommenheiten. Wären nun das Ausmaß und der Verlauf dieser Unvollkommenheiten bekannt, dann könnte man daraus Rückschlüsse auf die Stärke der Kreditrationierung ziehen.<sup>92</sup>

Auch das Ausmaß der Kreditmarktunvollkommenheit läßt sich nicht direkt bestimmen – aus Informationen über Veränderungen der Rahmenbedingungen auf Kreditmärkten lassen sich jedoch Vermutungen über die Stärke der Rationierung ableiten.

Läßt sich nun eine Verbindung zwischen dem Verlauf eines Maßes für Rationierung und dem vermuteten Verlauf der Rationierung selbst herstellen, dann ist das ein Hinweis auf die Güte des Maßes.

Im ersten Abschnitt wird dargestellt, wie sich Rahmenbedingungen

---

<sup>90</sup> Vgl. Edwards (1995, Seite 29).

<sup>91</sup> Seit 2002 wird einmal im Quartal von der Europäischen Zentralbank der sogenannte „Bank lending survey“ erhoben, eine Umfrage unter den für die Kreditvergabe verantwortlichen Managern in allen wichtigen Kreditinstituten des Euro-Raumes. Diese werden zur Veränderungen ihrer Kreditvergabe und den dafür verantwortlichen Ursachen gefragt. Die Ergebnisse liegen allerdings erst für wenige Quartale vor, die Untersuchung eines längeren Zeitraumes ist deshalb nicht möglich. Hempell (2003) bietet einen Überblick über erste deutsche Ergebnisse.

<sup>92</sup> Diese Sichtweise bestätigen auch Casolare et. al. in einem aktuellen Papier: „After all, interest rate spreads and credit availability are themselves endogenous variables that reflect market structure and the factors that affect the working of markets.“ (2004, Seite 3).

auf den Kreditmärkten in den vergangenen Jahrzehnten verändert haben. Mit Hilfe der Erkenntnisse aus Kapitel 2 lassen sich daraus Hypothesen über Veränderungen der Kreditrationierung ableiten. Im zweiten Abschnitt werden dann die potentiellen Maße mit Hilfe der Informationen über den Verlauf der Kreditrationierung bewertet.<sup>93</sup>

### **5.2 Veränderte Rahmenbedingungen auf den Kreditmärkten**

Im folgenden werden die wichtigsten Änderungen stichpunktartig aufgeführt. In Tabelle 3 werden die wichtigsten Veränderungen, geordnet nach Ländern, aufgelistet.

*Deregulierung der Zinsen:* Wie Tabelle 3 zeigt, kam es in allen untersuchten Ländern zu einer Deregulierung der Soll- und Habenzinssätze. Noch zu Beginn der 80iger Jahre des vergangenen Jahrhunderts waren sowohl die Hypotheken- als auch die Konsumentenkreditmärkte von einer Regulierung der Zinssätze geprägt. Wie im ersten Kapitel beschrieben, ist Zinsregulierung einer der Hauptgründe für die Entstehung von Kreditrationierung. Eine Deregulierung der Zinsen kann damit zu einer Reduktion der Liquiditätsrestriktionen beitragen.

*Europäischer Einigungsprozeß:* Innerhalb der Europäischen Union

---

<sup>93</sup> Oftmals wird es nur möglich sein, die Maße mit dem vermuteten Verlauf des Angebots gegenüberzustellen. Eine Ausweitung des Angebots gibt nur dann eine Lockerung der Kreditrationierung an, wenn in der Ausgangssituation der Markt durch Rationierung gekennzeichnet war. In den untersuchten Ländern scheint dies der Fall zu sein, wie Jappelli/Pagano (1989) berichten.



verlieren die einzelnen Nationalstaaten immer mehr an Einfluß auf die Entwicklung der Finanzmärkte.

Wichtiger Auslöser für diesen Prozeß war die Umsetzung der Zweiten Bankrechtskoordinierungs-Richtlinie (89/646/EEC) in nationales Recht. Nach dieser Richtlinie ist die Bankenaufsicht eines EU-Staates von allen übrigen Mitgliedsstaaten anzuerkennen, im Herkunftsland zugelassene Bankaktivitäten können damit automatisch auch in jedem anderen Mitgliedsland ausgeübt werden.<sup>94</sup> Damit wurde der Markteintritt für Banken wesentlich erleichtert.<sup>95</sup>

Noch immer gibt es große Unterschiede zwischen den Mitgliedsstaaten, vor allem in Bezug auf das Rechtssystem und den Gepflogenheiten des Immobilienmarktes. Gerade Kreditmärkte sind stark von diesen Rahmenbedingungen abhängig. Nach wie vor müssen Banken Kredite anbieten, welche auf die jeweiligen Landesunterschiede Rücksicht nehmen. Bis zu einem einheitlichen Kreditmarkt, auf dem nur einheitliche Produkte vertrieben werden, scheint es noch ein weiter Weg zu sein.<sup>96</sup>

Elektronische Neuerungen im Vertrieb und bei der Kreditvergabe werden diesen Prozeß beschleunigen. So erwartet der Europäische Hypothekenverband (European Mortgage Federation), daß das Internet eine Öffnung der europäischen Hypothekarkreditmärkte zu

---

<sup>94</sup> Franke (2000, Seite 250)

<sup>95</sup> Vgl. Miles (1994, Seite 188).

<sup>96</sup> Vgl. Miles (1994), Seite 203 f.

relativ niedrigen Kosten ermöglicht. Das Internet erleichtere die Handhabung der Daten und ermögliche daher in kurzer Zeit eine größere Preistransparenz, schreibt der Hypothekenverband.<sup>97</sup>

Zusammenfassend läßt sich sagen, daß der Wettbewerb innerhalb der EU in den letzten Jahren erheblich zugenommen hat, verursacht vor allem durch den Markteintritt ausländischer Kreditinstitute. Wie in Abschnitt 2.2.1 gezeigt wurde, kann eine Zunahme des Wettbewerbs mit einer Verminderung der Kreditrationierung einhergehen. Muellbauer (2003) belegt dies für Italien: „[...] there are signs that Italian credit conditions have eased in the last three years, partly through the competitive pressure of foreign entrants such as Abbey National.” (Seite 19).

Verstärkter Wettbewerb ist außerdem durch die Deregulierung des Bankenmarktes zu erwarten, die in vielen Ländern stattgefunden hat.<sup>98</sup> So war etwa der Bankensektor in Italien durch ein Bankengesetz aus dem Jahr 1936 stark reguliert. Dieses Gesetz besagte, daß Banken, die landesweit Geschäfte betreiben wollen, nur Zweigstellen in großen Städten eröffnen dürfen, während Regionalbanken nur in ihren jeweiligen Provinzen aktiv werden durften.

Die Deregulierung des Bankenwesens in Italien war Anfang der neunziger Jahre abgeschlossen, seitdem hat sich die Zahl der Zweig-

---

<sup>97</sup> Europäischer Hypothekenverband, Jahresbericht 1999, Seite 71.

<sup>98</sup> Vgl. Edey/Hviding (1995).

stellen verdoppelt, hauptsächlich verursacht durch Markteintritte.<sup>99</sup>

*Euro-Einführung:* Erst die Einführung einer gemeinsamen Währung hat jedoch den Wettbewerb innerhalb der an der Währungsunion beteiligten Ländern wirklich erleichtert. Zuvor mußte eine Bank, auch wenn sie in einem anderen EU-Staat ihre Produkte anbieten konnte, immer noch ein Währungsrisiko auf sich nehmen. War zum Beispiel eine deutsche Bank in Frankreich auf dem Kreditmarkt aktiv, dann mußte die Bank mit einer Abwertung des französischen Franc und damit auch mit einer Abwertung ihrer Aktiva relativ zu den Passiva rechnen. Zur Vermeidung des Währungsrisikos hätte die deutsche Bank auch Einlagen in französischen Franc erwerben können, um das Kreditgeschäft in Frankreich zu finanzieren. Dies hätte jedoch den kostspieligen Aufbau eines eigenen Filialnetzes erfordert.<sup>100</sup>

Wie der Europäische Hypothekenverband feststellt, hat die Einführung des Euro zu einer Belebung des Wettbewerbs geführt, von der insbesondere die Darlehensnehmer in Form niedrigerer Zinsen profitiert haben.<sup>101</sup>

*Informationsverfügbarkeit:* In manchen Ländern kam es zur Gründung von speziellen Agenturen, die für die Kreditvergabe relevante Informationen über potentielle Schuldner sammeln und eine bessere

---

<sup>99</sup> Casolaro et. al. (2004).

<sup>100</sup> Siehe dazu Miles (1994, Seite 204).

<sup>101</sup> Europäischer Hypothekenverband, Jahresbericht 1998, Seite 17

Risikoklassifizierung ermöglichen.<sup>102</sup> Informationsagenturen reduzieren so die asymmetrische Informationsverteilung auf dem Kreditmarkt und damit eine mögliche Ursache der Kreditrationierung. Durch rasant voranschreitende technische Entwicklung konnte in bestehenden Informationsagenturen (wie zum Beispiel der SCHUFA in Wiesbaden) der Informationsaustausch beschleunigt werden.<sup>103</sup> Dies stellt eine Senkung der Transaktionskosten dar.

Neue Technologien erleichtern nicht nur die Arbeit der Informationsagenturen selbst, sondern auch der Banken. Dank computergestützter Scoringverfahren stehen ihnen nun schnellere und effizientere Möglichkeiten zur Verfügung, Risiken einzuschätzen und zu bewerten. Damit helfen neue Technologien, die asymmetrische Informationsverteilung im Kreditmarkt abzubauen und könnten so langfristig zu einer Reduzierung der Kreditrationierung führen.

*Securitization* (Verbriefung): Securitization ist die Umwandlung von Buchkrediten in Kreditforderungen, die mit handelbaren Wertpapieren hinterlegt sind.<sup>104</sup> Seit Mitte der siebziger Jahre ist dieses Verfahren in den USA und seit einigen Jahren auch in den meisten europäischen Ländern erlaubt. Durch Securitization können zum Beispiel verschiedene Hypothekendarlehen zusammengefaßt, aufgeteilt und die Forderungen daraus in Wertpapiere umgewandelt werden.

---

<sup>102</sup> Dies geschah zum Beispiel im Jahr 1990 in Italien (Jappelli/Pagano 1990).

<sup>103</sup> So wirbt etwa die SCHUFA in ihrem Internetauftritt mit einer Bearbeitung von Anfragen in Sekundenschnelle.

<sup>104</sup> Vgl. Baxmann (2000, Seite 865).

## 5.2 Veränderte Rahmenbedingungen auf den Kreditmärkten

---

Diese Wertpapiere können dann verkauft und gehandelt werden. Durch die Securitization wird das Risiko handelbar und bewertbar. Dem Besitzer räumen die Wertpapiere das Recht ein, an den Rückzahlungen der Hypothekenkredite beteiligt zu werden.<sup>105</sup>

Jaffee und Renaud (1995) ziehen mehr als 20 Jahren nach der Einführung der securitization eine positive Zwischenbilanz: "The benefits of securitization for the American mortgage markets have included lower mortgage interest rates, less sensitivity to credit rationing, less need for subsidization, and the elimination of regional variations in mortgage interest rates." (Seite 2).

*Aktuell* steht der Bankensektor vor einem tiefgreifenden Eingriff: Am 26. Juni 2004 hat der Baseler Ausschuß für Bankenaufsicht die neue Richtlinie für die Unterlegung von Kreditrisiken mit Eigenkapital verabschiedet. Diese Richtlinie wird auch Basel II genannt und ersetzt das bisherige Abkommen zur Kapitalunterlegung, das die Unterlegung der Kredite mit Eigenkapital der Banken nach Pauschalregeln vorsah.<sup>106</sup>

Basel II sieht nun vor, daß der Eigenkapitalbedarf bei der Kreditvergabe künftig von der Bonität der Kreditnehmer abhängt. Diese Bonität soll durch interne Ratings der Banken bestimmt werden können.

Dadurch wird von den Banken ein erhöhtes Risikobewußtsein bei der Kreditvergabe gefordert und die Entwicklung von besseren Risi-

---

<sup>105</sup> Jaffe/Renaud (1995) geben einen Überblick über verschiedene Arten der Securitization.

<sup>106</sup> Financial Times Deutschland, 12. Mai 2004.

komess- und steuerungsverfahren gefördert. Welche Konsequenzen sich daraus für die Kreditvergabe der Banken ergeben, ist noch nicht abzusehen.

Änderungen sind aber vor allem bei der Vergabe von Unternehmenskrediten zu erwarten. Prinzipiell ist eine gesteigerte Risikoorientierung der Banken aber positiv zu sehen, hilft sie doch, Probleme asymmetrischer Information einzudämmen und gewährleistet insgesamt ein stabileres Bankensystem.

Tabelle 3: gibt einen Überblick über wichtige Reformen des Finanzsystems, die in den in dieser Arbeit untersuchten Ländern stattgefunden haben.

*Tabelle 3: Ausgewählte Reformen des Finanzsystems*

Land	Maßnahme
Australien	1983: Abschaffung der Zinsregulierung
	1985: Erlaubnis für ausländische Banken, ins australische Flächengeschäft einzusteigen
	1985: Abschaffung der Kreditkontrollen
	1998: weitere Liberalisierung des Bankensektors
Kanada	1967: Aufhebung von der Zinsobergrenze bei Bankkrediten; außerdem: Banken wurde eine Beteiligung am Markt für Hypothekendarlehen gestattet
	1980: Erlaubnis an Banken, Hypothekenbanken zu gründen
	1987: Securitization wurde eingeführt

## 5.2 Veränderte Rahmenbedingungen auf den Kreditmärkten

---

Finnland	1986: Deregulierung der Zinssätze 1989: Abschaffung der Kontrolle der Kreditzuteilung 1990: Abschaffung des Basiszinssatzes als Referenzzinssatz für die Kreditvergabe
Deutschland	Grenzen für Zinssätze wurden bereits 1967 abgeschafft, 1973 folgte die Abschaffung der Kreditbeschränkungen
Frankreich	1984: weniger starke Spezialisierung der Banken gefordert 1987: Abschaffung der Kreditbeschränkungen 1991: Einführung der Securitization 1992: Umsetzung der Zweiten Bankenrechtskoordinierungsrichtlinie in nationales Recht
Italien	1983: Deregulierung der Zinssätze 1983: Aufhebung der Kreditbeschränkungen 1994: Banken können sowohl kurzfristige als auch langfristige Kredite anbieten
Spanien	1987: Deregulierung der Soll- und Habenzinssätze abgeschlossen (Beginn: 1971)
Großbritannien	1980: Abschaffung der Kreditbeschränkungen 1981: Abschaffung des Mindestzinssatzes für Kredite 1981: Freierer Zugang zum Markt für Immobilienkredite 1986: Liberalisierung der Immobilienkreditvergabe 1987: Securitization wurde erlaubt

## 5 Kreditmärkte und Liquiditätsrestriktionen

---

USA	1971: Securitization eingeführt
	1980: Deregulierung der Zinssätze, Regulation Q läuft über eine Periode von vier Jahren aus
	1999: Formale Aufhebung des Trennbankensystems

---

*Quelle: Boone et.al (2001), Commonwealth Treasury of Australia (2003), Kaminsky/Schmukler (2002)*

Die Tabelle faßt zusammen, welche Änderungen der Rahmenbedingungen die Kreditmärkte weltweit in den vergangenen 20 Jahren erfahren haben. Regulierungen der Zinssätze und der Kreditvergabe sind heute weitgehend verschwunden, gleichzeitig konnte eine Öffnung der Märkte für ausländische Kreditinstitute und eine bessere Informationsversorgung dank neuer Technologien beobachtet werden.

Wie das zweite Kapitel gezeigt hat, sind Regulierung, unvollkommener Wettbewerb und asymmetrische Information für Kreditrationierung und hohe down payment ratios verantwortlich. Zwischen 1980 und 2001, den in dieser Studie untersuchten Jahren, sollten die Maße für Liquiditätsrestriktionen deshalb einen Abfall der Kreditbeschränkungen anzeigen.

Im nächsten Abschnitt werden nun mögliche Maße diskutiert, die die Unterschiede in den Liquiditätsrestriktionen zwischen den Ländern und über die Zeit abbilden lassen können.



### 5.3 Maße für Liquiditätsrestriktionen

Wie die Einleitung gezeigt hat, kann das Ausmaß der Liquiditätsrestriktionen nicht direkt bestimmt werden. In der Literatur wird versucht, Liquiditätsrestriktionen über Hilfsgrößen zu approximieren, wie zum Beispiel dem Verhältnis des Bestandes an Krediten für den privaten Sektor relativ zum Bruttoinlandsprodukt.<sup>107</sup> Ein Anstieg dieses Maßes wird als Zeichen für eine verbesserte Kreditversorgung und damit für eine Lockerung der Liquiditätsrestriktionen gesehen.<sup>108</sup>

Neben den zu Beginn des Kapitels angesprochenen Schwierigkeiten weist dieses Maß noch eine Reihe anderer Probleme auf. So muß zwischen der Kreditverfügbarkeit der Unternehmen und der der Haushalte kein Zusammenhang bestehen: Gerade in den Ländern, in denen der Unternehmenssektor reichlich mit Krediten ausgestattet ist, bekommen Haushalte nur schwer einen Kredit.<sup>109</sup> Da hier die Auswirkungen von Liquiditätsrestriktionen auf Haushaltsebene untersucht werden sollen, erscheint die Verwendung der Kredite des privaten Sektors als nicht sinnvoll, auch wenn das Maß relativ leicht für eine große Anzahl von Ländern zu bekommen ist.<sup>110</sup> Die Kredit-

---

<sup>107</sup> Siehe zum Beispiel Loayza et. al. (2000) oder Kelly/Mavrotas (2003).

<sup>108</sup> Ob es sinnvoll ist, die Kreditverfügbarkeit mit Bestandsgrößen zu messen, wird in Fußnote 117 weiter diskutiert.

<sup>109</sup> Jappelli/Pagano (1994), Seite 95.

<sup>110</sup> Und zwar über die International Financial Statistics (IFS) Datenbank des Internationalen Währungsfonds.

rationierung der Haushalte sollte mit einem eigenen Maß erfaßt werden.

Haushalte finanzieren sich im wesentlichen über zwei verschiedene Kreditarten: Über Immobilienkredite<sup>111</sup> und über Konsumentenkredite. Zwischen den Märkten dieser beiden Kreditarten gibt es große Unterschiede. So sind Hypothekendarlehen durch Sicherheiten gedeckt, was bei Konsumentenkrediten nicht üblich ist. Märkte für Hypothekendarlehen sind typischerweise auf Grund ihrer gesamtwirtschaftlichen Bedeutung stärkeren staatlichen Eingriffen ausgesetzt. Dies kann zum Beispiel zu einer steuerlichen Begünstigung der Hypothekendarlehen führen.<sup>112</sup>

Auf Grund dieser Gegensätze kann sich auch die Kreditentwicklung auf beiden Märkten unterscheiden. Ziel sollte es deshalb sein, die Entwicklung des Marktes für Konsumentenkredite und des Marktes für Immobilienkredite getrennt zu messen.

Zunächst soll mit der Anzahlungsquote ein Maß vorgestellt werden, das die Stärke der Kreditrationierung auf dem Markt für Immobilienkredite widerspiegelt.

---

<sup>111</sup> Die Begriffe „Wohnungsbaukredite“, „Hypothekendarlehen“ und „Immobilienkredit“ werden im folgenden synonym verwendet und bezeichnen einen Kredit, der zum Erwerb oder zur Erstellung einer Immobilie dient. Streng genommen sind Hypothekendarlehen ein Unterfall der Wohnungsbaukredite und bezeichnen Immobilienkredite, die mit einer Hypothek oder Grundschuld besichert sind. Die zahlenmäßigen Unterschiede zwischen diesen Krediten sind jedoch zu vernachlässigen.

<sup>112</sup> Jappelli/Pagano (1989, Seite 1093).

### 5.3.1 Anzahlungsquote

Wichtiges Kriterium für die Kreditverfügbarkeit bei Immobilienkrediten ist die down payment ratio. In Kapitel 1 wurde die enge Verwandtschaft zwischen down payment ratio und Kreditrationierung gezeigt: Wer beim Kauf der Immobilie die Anzahlung nicht leisten kann, wird keinen Hypothekenkredit aufnehmen können – ungeachtet seiner Rückzahlungswilligkeit.<sup>113</sup> Damit läßt sich die down payment ratio als eine besondere Ausprägung von Kreditrationierung auf dem Immobilienmarkt betrachten und wird in der Literatur als direktes Maß für Kreditverfügbarkeit auf dem Markt für Immobilienkredite gesehen.<sup>114</sup> Da sie allein von den Darlehensgebern (bzw. dem Gesetzgeber) festgelegt wird, ist sie frei von Einflüssen der Nachfrage.

Wie Kapitel 2 gezeigt hat, können Anzahlungsquoten durch Marktvollkommenheiten, besonders durch Regulierung und asymmetrische Information erklärt werden. Die veränderten Rahmenbedingungen auf den Kreditmärkten sollten sich auch im Verlauf der Anzahlungsquote widerspiegeln.

Dieser wird in der folgenden Tabelle für einen Teil der untersuchten Länder<sup>115</sup> dargestellt:

---

<sup>113</sup> Siehe Jappelli/Pagano (1989, Seite 1095) und Li (2001, Seite 10).

<sup>114</sup> Siehe Jappelli/Pagano (1989, 1994), Edwards (1995) und Li (2001).

<sup>115</sup> Für die anderen untersuchten Länder konnten keine oder nur unzureichende Informationen gefunden werden.

## 5 Kreditmärkte und Liquiditätsrestriktionen

*Tabelle 4: Entwicklung der Anzahlungsquote, Angaben in Prozent*

Land	1971-1980	1981-1990	1991-1997	aktuell
Australien	30	20	20	20
Österreich	40	40	20	20
Belgien	35	25	20	15
Kanada	25	25	20	25
Finnland	20	15	20	25
Frankreich	20	20	20	20
Deutschland	35	35	20	20
Italien	50	44	40	20
Niederlande	25	25	25	0
Spanien	40	20	20	20
Großbritannien	19	13	5	0
USA	20	11	11	20

*Quellen: Chiuri/Jappelli (2000), Muellbauer (2003), Tsatsaronis/Zhu (2004), eigene Recherchen.*

Bemerkungen: Chiuri/Jappelli geben die Werte der down payment ratio bis 1997 als Dekadendurchschnitte an, für weitere Erläuterungen: siehe Bemerkungen in Chiuri/Jappelli. Aktuelle Werte wurden durch Angaben in Muellbauer (2003) (Niederlande), Tsatsaronis/Zhu (2004) (Australien, Belgien, Kanada, Finnland, Frankreich, Spanien, Großbritannien, USA) und durch Anfragen bei den Zentralbanken von Österreich, Deutschland und Italien ergänzt. Konnten verschiedene Werte für die Anzahlungsquote beobachtet werden, dann wurde der niedrigste Wert gewählt.

Tabelle 4 spiegelt die Veränderungen auf den Kreditmärkten gut wider. In den meisten Ländern, in denen die Märkte dereguliert und geöffnet wurden, kam es zu einer Verringerung der geforderten Anzahlung.

Besonders auffallend ist der Rückgang der Anzahlungsquote in Italien: Während Immobilienkäufer noch Ende der siebziger Jahre die Hälfte des Kaufpreises aus eigenem Kapital finanzieren mußten, so ist diese Quote im Laufe der Jahre auf fast 20 Prozent gefallen. Vor allem in den vergangenen Jahren sank down payment ratio erheblich. Der Grund hierfür ist die Öffnung des Marktes in der Folge des europäischen Einigungsprozesses. So berichtet etwa Muellbauer (2003, Seite 187), daß durch den Markteintritt von Abbey National ein erheblicher Druck auf die italienischen Banken ausgeübt wurde.

Die europäische Einigung hat Märkte für Immobilienkredite stark verändert. Vor allem in den EU-Ländern kam es deshalb zu einem deutlichen Rückgang der down payment ratio: In Österreich und Spanien konnte ein Rückgang von 40 auf 20 Prozent beobachtet werden, auch in Deutschland, Belgien, Großbritannien und den Niederlanden ist ein deutlicher Abfall zu beobachten. Ausnahmen sind Frankreich, wo die down payment seit den siebziger Jahren auf einem niedrigen Niveau verharrt, und Finnland, wo sogar ein Anstieg beobachtet werden konnte.

In den außereuropäischen Ländern kann dagegen keine Verbesserung festgestellt werden. So verharrte die down payment ratio in Australien bei 20 Prozent, während in den USA und in Kanada in den letzten Jahren des Beobachtungszeitraums eine leichte Erhöhung festgestellt werden konnte – trotz verbesserter Informations-

versorgung auf Grund technischer Entwicklungen.

Aus der Tabelle deutlich herauszulesen ist auch die historische Entwicklung der down payment ratios, was Rückschlüsse auf den Verlauf der Entwicklung auf den Märkten für Immobilienkredite zuläßt. Wird zum Beispiel die Höhe der down payment ratio im Jahr 1980 betrachtet, dann lassen sich die Länder in drei Gruppen einteilen: Auf der einen Seite finden sich Australien, Kanada, Finnland, Frankreich, die Niederlande, Großbritannien und die USA, in denen die down payment ratio bereits 1980, dem ersten Jahr des Untersuchungszeitraumes, bei maximal 30 Prozent lag. Dann folgen Belgien, Deutschland und Spanien mit Quoten um die 40 Prozent. Einsame Spitze ist Italien mit einer down payment ratio von 50 Prozent.

Obwohl die Reformen in den meisten Ländern ähnlich waren, trafen sie jeweils auf völlig unterschiedliche Ausgangssituationen. Daraus läßt sich ableiten, daß das Niveau der Liquiditätsrestriktionen im Untersuchungszeitraum lange Zeit sehr unterschiedlich war.

Die Anzahlungsquote spiegelt damit den nach Abschnitt 5.2 erwarteten Verlauf der Kreditmarktunvollkommenheiten wider. Dies ist ein weiteres Indiz dafür, daß die Kapitalmarktunvollkommenheiten das Ausmaß der Kreditrationierung verändert haben, zumindest auf dem Markt für Hypothekenkredite.

Im nächsten Abschnitt soll untersucht werden, ob die Lockerung der Rationierung zu einem Anstieg der Hypothekenkredite geführt hat.

### 5.3.2 Hypothekenkredite/BIP

In der Literatur wird die Kreditverfügbarkeit häufig durch den Kreditbestand, normiert mit dem Bruttoinlandsprodukt (BIP) gemessen.<sup>116</sup> Das Maß „Hypothekenkredit/BIP“ sollte damit die Kreditverfügbarkeit auf dem Markt für Hypothekenkredite angeben. Diese Variable kann nur dann ein Maß für die Kreditrationierung sein, wenn sie durch das Kreditangebot bestimmt wird. Der Bestand an Hypothekarkrediten bildet sich jedoch aus der am Markt umgesetzten Menge, per se ist nicht klar, ob diese durch das Angebot oder die Nachfrage an Krediten determiniert wird.<sup>117</sup>

Mit Hilfe der Informationen aus Abschnitt 5.2 und der Diskussion der down payment ratio läßt sich nun die Entwicklung des Kreditbestandes untersuchen: Zeigt der in den einzelnen Ländern einen steigenden Verlauf, dann könnte dies eine Folge der Lockerung der Liquiditätsrestriktionen sein. Eine positive Korrelation zwischen dem Abbau der Marktunvollkommenheiten und dem Kreditvolumen

---

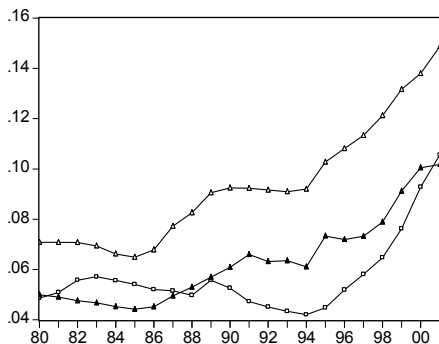
<sup>116</sup> Für Studien, welche den Bestand an Wohnungsbaukrediten/BIP untersuchen, siehe zum Beispiel Jappelli/Pagano (1989, 1994).

<sup>117</sup> Fraglich ist, ob die Entwicklung der Kreditverfügbarkeit überhaupt durch eine Bestandsgröße gemessen werden kann. Die Entwicklung der Kreditverfügbarkeit ließe sich durch das Volumen der ausgegebenen Kredite relativ zum BIP besser beschreiben, hierüber existieren jedoch keine Informationen. Statt dessen wird deshalb auf die Bestandsgrößen zurückgegriffen, auch wenn es problematisch ist, aus der Entwicklung einer Bestandsgröße auf die aktuelle Situation auf den Kreditmärkten zu schließen, da sich in einer Bestandsgröße auch die Informationen aus der Vergangenheit sammeln.

Ein Anstieg der Größe „Kreditbestand/BIP“ bedeutet, daß die Zunahme des Kreditbestandes (= neu ausgegebene Kredite – Tilgungen) größer ist als die Zunahme des BIP. Damit läßt sich ein Anstieg als Vergrößerung der Kreditverfügbarkeit interpretieren, weil, relativ zur Einkommensentwicklung, mehr Kredite neu aufgelegt wurden als alte Kredite zurückgezahlt werden mußten.

ist als Indiz dafür zu werten, daß das Angebot die umgesetzte Menge bestimmt.

Die Entwicklung des Kreditbestandes über die Zeit läßt sich am besten graphisch untersuchen. Folgende Abbildungen zeigen den Verlauf des Bestandes der Hypothekenkredite/BIP:<sup>118</sup>



*Abbildung 5: Hypothekenkredite:  
Länder mit  
kleinem Be-  
stand*

---

<sup>118</sup> Betrachtet wurden an den Haushaltssektor ausgegebene Hypothekendarlehen. Die Abgrenzungen der Kredite können zwischen den Ländern variieren. So umfassen die Angaben für Deutschland nicht nur Hypothekendarlehen, sondern auch sonstige für den Wohnungsbau verwendete Kredite (siehe Bankenstatistik der Deutschen Bundesbank, Tabelle 7, Spalte 16). Da die sonstigen Kredite durch den gleichen Entstehungsgrund jedoch eng mit den Hypothekendarlehen verknüpft sind, werden die Unterschiede als vernachlässigbar angesehen. Siehe auch Anhang.



### 5.3 Maße für Liquiditätsrestriktionen

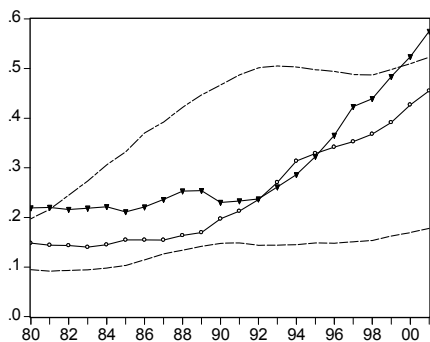


Abbildung 6: Hypothekenkredite:  
Länder mit  
großem Be-  
stand

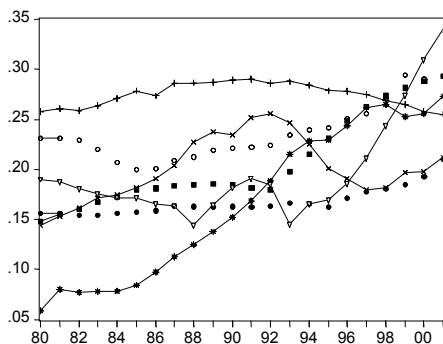


Abbildung 7: Hypothekenkredite:  
Länder mit  
mittlerem  
Bestand



Quellen: Eigene Berechnungen<sup>119</sup>

<sup>119</sup> Eine genauere Beschreibung der Daten findet sich in Abschnitt 9.12.

Über die Jahre zeigt sich in allen Ländern ein steigender Trend, was die These unterstützt, daß die Angebotsseite auf den Kreditmärkten entscheidend ist. Nur in Frankreich und Finnland steigt der Kreditbestand nicht an. In Frankreich bleibt er konstant, während er in Finnland in den neunziger Jahren fällt. Wie ein Vergleich mit Tabelle 4 zeigt, entspricht dies jedoch genau dem Verlauf der down payment ratio in diesen beiden Ländern.

Für die Abbildungen wurden die Länder in drei Gruppen unterteilt, entsprechend dem absoluten Niveau des Kreditbestandes. In der ersten Gruppe (Abbildung 5) finden sich Italien, Japan und Griechenland, deren Immobilienkreditmarkt zwar ein hohes Wachstum, aber auf einem vergleichsweise niedrigen Niveau aufweist. In der zweiten Gruppe (Abbildung 7) sind die Länder zusammengefaßt, deren Bestand an Immobilienkrediten sich auf einem „mittleren“ Niveau bewegt, während die dritte Gruppe alle Länder mit einem stark entwickelten Markt für Immobilienkredite (Australien, USA, Großbritannien und die Niederlande) umfaßt.

In der Gruppeneinteilung spiegeln sich fast exakt die historischen Niveaus der down payment ratio wider – ein Beleg für die Abhängigkeit des Kreditbestandes von Angebotsfaktoren.

Ein enger Zusammenhang zwischen der down payment ratio und dem Kreditbestand wird auch durch einen Korrelationskoeffizienten von -0,6 bestätigt. Eine niedrige down payment ratio ist damit ein Zeichen für einen hohen Kreditbestand auf dem Markt für Immobilienkredite.

Die vorliegenden Daten legen den Schluß nahe, daß die Lockerung der Liquiditätsrestriktionen der vergangenen Jahrzehnte das Wachs-

tum der Kreditbestände erklären kann.<sup>120</sup> Damit bestätigt sich das Ergebnis von Jappelli/Pagano (1989). Sie konnten zeigen, daß die Märkte für Hypothekenkredite stark mit angebotsseitigen Faktoren wie der down payment ratio korreliert sind, hingegen keinen Zusammenhang zu Nachfragefaktoren aufweisen (Seite 1101).<sup>121</sup>

Im nächsten Abschnitt soll diskutiert werden, wie sich die Entwicklung der Liquiditätsrestriktionen auf dem Markt für Konsumentenkredite messen läßt.

#### 5.3.3 Anzahl der Kreditkarten pro Einwohner

Kreditkarten erlauben die schnelle und flexible Aufnahme von Krediten. Dies war nicht immer so: Als in den USA zu Beginn des 20. Jahrhunderts die ersten Kreditkarten aufkamen, war ihre Funktionsweise noch recht einfach. Einzelne Handels- und Dienstleistungsunternehmen erlaubten den Kartenbesitzern, Leistungen zu beziehen, ohne sofort dafür bezahlen zu müssen.<sup>122</sup>

Seitdem hat sich das Leistungsspektrum der Karten erheblich erweitert. Heute werden Kreditkarten als „Charge Cards“ verwendet. Dabei laufen die vom Karteninhaber mit der Karte getätigten Umsätze

---

<sup>120</sup> Die obigen Ausführungen können natürlich nicht den Anspruch erheben, den Markt für Hypothekenkredite vollständig zu beschreiben. Deshalb ist dieses Resultat als *indikativ* zu verstehen.

<sup>121</sup> Jappelli/Pagano (1989) untersuchten nur Unterschiede *zwischen* den Ländern. Hier konnte gezeigt werden, daß sich damit nicht nur Länderunterschiede, sondern auch Veränderungen *über die Zeit* erklären lassen können.

<sup>122</sup> Vgl. Kohlleppel (1995, Seite 1177).

zunächst auf einem Kartenkonto auf, wobei der zum Kontoausgleich erforderliche Betrag i.d.R. einmal im Monat vom Girokonto abgebucht wird. Damit sind die Charge Cards mehr eine andere Form des bargeldlosen Zahlungsverkehrs als eine Kreditkarte im eigentlichen Sinn und ähneln in ihrer Funktionsweise den in Deutschland sehr gebräuchlichen EC-Karten („Debit Cards“). Charge- und Debit Cards unterscheiden sich lediglich in der Länge des Zahlungsaufschubs: Während die Debit Card den Rechnungsbetrag möglichst zeitnah vom Girokonto abbuchen, erfolgt der Forderungsausgleich bei den Charge Cards nur einmal im Monat. Dem Kunden wird damit ein längerer Zahlungsaufschub gewährt.<sup>123</sup>

Viele Kreditkarten lassen sich jedoch nicht nur als komfortables Zahlungsmittel verwenden, sondern bieten auch eine sogenannte Revolving Credit-Funktion. Dadurch wird am Kartenkonto ein sich immer wieder erneuernder Kredit bereitgestellt, der über Ratenzahlungen bedient werden kann.<sup>124</sup> Für den Karteninhaber eröffnet sich die Möglichkeit, sehr flexibel über einen Kredit zu verfügen.

Das Motiv einer einfachen Kreditbeschaffung war für die Kunden schon immer zentral. Die Kreditkarte wurde überall dort sehr stark nachgefragt, wo es wenige alternative Möglichkeiten der Kreditbeschaffung gab. Noch heute lassen sich die Industrieländer deshalb in zwei Lager teilen. Auf der einen Seite finden sich die klassischen Kreditkartenländer wie die USA, Großbritannien, Frankreich, Spa-

---

<sup>123</sup> Vgl. Kohlleppe (1995, Seite 1182).

<sup>124</sup> Vgl. Kohlleppe (1995, Seite 1182).

nien sowie die skandinavischen Länder. Im Gegensatz dazu sind Kreditkarten in Deutschland, Österreich, den Benelux-Ländern und der Schweiz weniger stark verbreitet. Hier stehen den Kunden andere Möglichkeiten der flexiblen Kreditaufnahme zur Verfügung, wie zum Beispiel der in Deutschland weit verbreitete Dispositionskredit.<sup>125</sup>

Dessen ungeachtet erlebten Kreditkarten in den vergangenen Jahren in allen Ländern einen rasanten Aufschwung. In Deutschland zum Beispiel verdoppelte sich die Zahl der ausgegebenen Kreditkarten fast von 12 Millionen im Jahr 1996 auf über 20 Millionen im Jahr 2002.<sup>126</sup> Besonders bemerkenswert: Trotz des Anstieges der Kreditkartenzahlen kam es nicht zu einem Rückgang der Nutzung des Dispositionskredites.<sup>127</sup> Die Nutzung der Kreditkarten scheint damit nicht auf Kosten konkurrierender Kreditarten gegangen zu sein.

Die Gründe für den rasanten Anstieg der Kreditkartenzahlen lassen sich besonders gut am Beispiel Deutschlands verdeutlichen. Hier werden die Kreditkarten der Gesellschaften Eurocard und Visa über die Banken ausgegeben, während die Karten Americian Express und Diners Club nur von Kreditkartengesellschaften direkt vertrieben werden. Die Banken betrachteten ihre Kreditarten zuerst als Maßnahme gegen American Express und Diners Club, die Anfang der achtziger Jahre noch Marktführer in Deutschland waren und ein

---

<sup>125</sup> Vgl. Kohlleppe (1995, Seite 1178 f.).

<sup>126</sup> Angaben des Statistik-Services des Bundesverband deutscher Banken, Stand Mai 2003

<sup>127</sup> Vgl. Kohlleppe (1995, Seite 1179).

immer stärkeres Wachstum vorweisen konnten. Bedingt durch die Vertriebskraft der Banken gewannen Visa und vor allem Eurocard schnell an Marktanteilen. 1987 wurde der Vorsprung aufgeholt, und Eurocard und Visa wurden von den Banken und Sparkassen zunehmend als Differenzierungsmöglichkeit gegenüber der Konkurrenz gesehen. Mit zunehmendem Wettbewerb wurden die Kreditkarten mehr und mehr als Lockmittel für Neukunden gesehen.<sup>128</sup>

Wie oben beschrieben, eröffnen Kreditkarten die Möglichkeit zur schnellen und flexiblen Kreditaufnahme. Durch die steigende Anzahl der Kreditkarten wurden diese Möglichkeiten einem immer größeren Personenkreis zugänglich gemacht; zudem gibt es Evidenz dafür, daß von der vermehrten Nutzung von Kreditkarten keine Substitutionseffekte auf andere, ähnliche Kredite ausgegangen sind. Das Wachstum im Kreditkartenmarkt läßt sich deshalb nicht aus einer Veränderung der Präferenzen der Kreditnehmer erklären, vielmehr ist der Kartenboom auf einen vermehrten Wettbewerb innerhalb des Bankensektors zurückzuführen.

Die Rationierung auf dem Markt für Konsumentenkredite könnte durch die steigende Anzahl von Kreditkarten gemildert worden sein. Die Anzahl der Kreditkarten pro Einwohner erscheint deshalb als

---

<sup>128</sup> Vgl. Kohlleppe (1995, Seite 1180ff.).

geeignetes Maß für die Stärke der Kreditrationierung.<sup>129</sup> Je mehr Kreditkarten es gibt, desto geringer sollte *ceteris paribus* die unbefriedigte Nachfrage nach Konsumentenkrediten sein.

Allerdings kann die Zahl der Kreditkarten pro Einwohner nicht die Stärke der Kreditrationierung bei allen Arten von Konsumentenkrediten messen. 1995 zum Beispiel betrug die durchschnittliche Kredithöhe deutscher Kreditkartenbesitzer umgerechnet ungefähr 1500 Euro, während die durchschnittliche Kredithöhe bei Raten- oder Rahmenkrediten bei ca. 10.000 Euro lag. Selbst wenn vermutet werden kann, daß Kreditkarten in den klassischen Kartenländern eine größere Bedeutung haben als in Deutschland, so wird auch in diesen Ländern niemand eine Küche oder ein Auto über einen Revolving Credit bezahlen. Im nächsten Kapitel soll deshalb die Entwicklung aller Konsumentenkredite untersucht werden.

#### **5.3.4 Bestand an Konsumentenkredite/BIP**

Die Kreditverfügbarkeit auf dem Markt für Konsumentenkredite wird in der Literatur häufig über den Bestand an Konsumentenkredite/BIP gemessen. Wie für die Immobilienkredite/BIP kann auch dieses Maß nur eine Entwicklung der Liquiditätsrestriktionen anzeigen, wenn es durch Angebotsfaktoren getrieben wird.

---

<sup>129</sup> Als solches wird es auch von Callen/Thiemann (1997) und von Pozzi et. al. (2002) verwendet. Die hier verwendeten Daten wurden auch von Pozzi et. al. in ihrer Studie verwendet und von Lorenzo Pozzi, Ghent University, zur Verfügung gestellt. Sie beziehen sich auf die Zahl der Visa-Kartenbesitzer in allen Untersuchungsländern von 1988 bis 2001. Visa ist eine der größten Kreditkartengesellschaften; die Entwicklung der Visa-Bestände sollte deshalb die Entwicklung des Marktes hinreichend genau nachzeichnen.

Wie bei den Immobilienkrediten auch, soll hier wieder die Entwicklung möglicher Einflußfaktoren auf das Angebot mit der Entwicklung des Bestandes verglichen werden. Zeigt sich eine positive Korrelation, kann dies als Hinweis darauf gewertet werden, daß sich an der Entwicklung des Bestandes an Konsumentenkrediten die Entwicklung der Liquiditätsrestriktionen widerspiegelt.

Eine Kreditrationierung auf dem Markt für Konsumentenkredite könnte sich durch die Regulierung der Zinssätze ergeben haben. Diese wurden jedoch in allen untersuchten Ländern abgeschafft.

Außerdem wurden die Transaktionskosten durch die Einführung von computergestützten Kreditvergabeentscheidungen gesenkt, wie das Beispiel der Citibank verdeutlicht. Unter Einsatz modernster Technik bei der Kreditvergabe ist dort das Geschäft mit den Konsumentenkrediten hochprofitabel. Innerhalb einer halben Stunde werden hier dank eines computergestützten Entscheidungsverfahrens und (in Deutschland) einem Online-Zugriff auf die Daten der Schufa Kreditanträge geprüft.<sup>130</sup>

Dies erleichtert die Standardisierung und macht den Einstieg ins Massengeschäft möglich, was bei Konsumentenkrediten sehr profitabel sein kann: Werden hohe Stückzahlen erreicht, spielt das individuelle Ausfallrisiko auf Grund geringer Volumina praktisch keine Rolle mehr.<sup>131</sup> Die Einführung neuer technischer Verfahren reduziert

---

<sup>130</sup> Leuschner (1995, Seite 1137).

<sup>131</sup> Vgl. Eichwald/Pehle (2000, Seite 751).

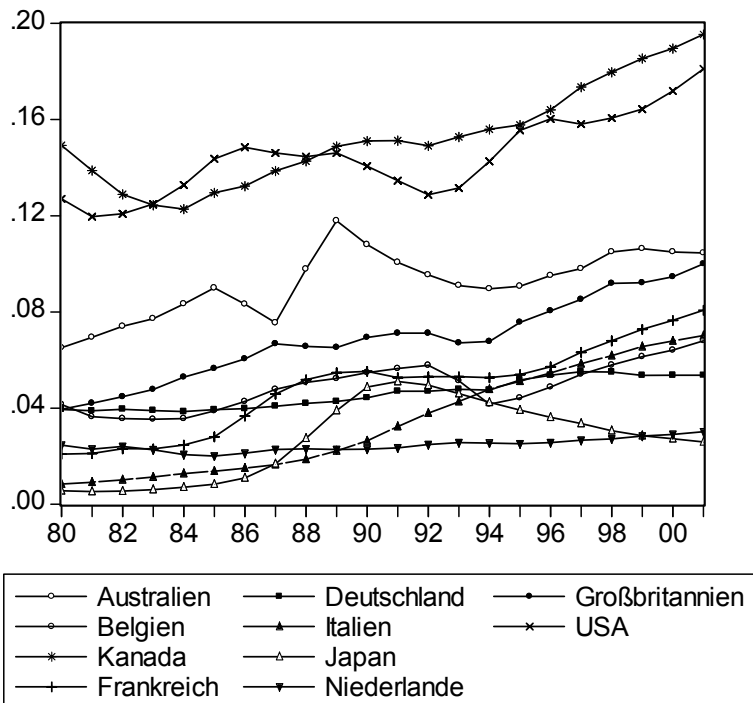


### 5.3 Maße für Liquiditätsrestriktionen

damit das Problem asymmetrischer Information auf ein Minimum.

Das Internet eröffnet außerdem neue, kostengünstige Vertriebswege, die es den Kreditinstituten erleichtern, neue Kunden zu akquirieren und damit ihre Stückzahlen zu vergrößern.

Abbildung 8: Entwicklung der Konsumentenkredite/BIP



Neben der Deregulierung könnte somit die Verminderung der Transaktionskosten und der asymmetrischen Information eine Abschwächung der Kreditrationierung ergeben haben. Dies zeigt sich in der

Entwicklung des Bestandes an Konsumentenkrediten/BIP (siehe Abbildung 8).

Wie die Abbildung zeigt, ist der Bestand an Konsumentenkrediten relativ zum BIP gestiegen.<sup>132</sup> Ein deutlicher Anstieg ergab sich in den USA, Kanada, Großbritannien, und vor allem in Italien. Dort kletterte der Bestand der Konsumentenkredite von zwei Prozent auf acht Prozent des BIP, und das innerhalb weniger Jahre. Im Vergleich zu den anderen untersuchten Ländern weist Italien allerdings immer noch einen unterentwickelten Markt für Konsumentenkredite aus.

Casolaro et. al (2004) untersuchten mögliche Faktoren, welche gleichzeitig die Rückständigkeit, aber auch das rasante Wachstum des italienischen Konsumentenkreditmarktes erklären können. Sie kommen zum Schluß, daß nur die starke Regulierung der italienischen Finanzmärkte in der Vergangenheit bzw. ihre Deregulierung während der neunziger Jahre sowohl für die Unterentwicklung als auch für das rapide Wachstum des italienischen Marktes für Konsumentenkredite verantwortlich sein kann. Italien ist auch eines der wenigen Länder, für das sich die Entwicklung der Kreditrationierung direkt nachprüfen läßt: In Umfragen werden die Haushalte regelmäßig zur ihrer Kreditausstattung befragt. Hierbei war zu beobachten, daß der Anteil der Haushalte, denen ein Kreditantrag verwehrt wurde, Ende der neunziger Jahre viermal kleiner war als noch

---

<sup>132</sup> Eine Ausnahme bildet Japan. Hier scheinen Nachfragefaktoren wie die lange andauernde Rezession der vergangenen Jahre überwogen zu haben.

zu Beginn des Jahrzehnts. Casolaro et. al. (2004, Seite 3) schließen daraus, daß die Stärke der Kreditrationierung im Zuge der Deregulierung der Finanzmärkte spürbar abgenommen hat.

Bereits 1989 konnten Jappelli/Pagano zeigen, daß die unterschiedliche Entwicklung der Konsumentenkreditmärkte *zwischen* den Ländern nur durch angebotsseitige Faktoren zu erklären ist und auf Kreditrationierung schließen läßt.

Im folgenden soll ein weiteres Maß vorgestellt werden, das die Entwicklung der *Kapitalmarktimperfektionen* mißt. Sie können ursächlich für Kreditrationierung sein, wie in Kapitel 2 gezeigt wurde.<sup>133</sup>

#### 5.3.5 Spread zwischen Soll- und Habenzinssatz

Zwar wurde der Spread als eine Form der Liquiditätsrestriktion in Kapitel 1 eingeführt – hier jedoch werden Maße für Kreditrationierung betrachtet, siehe Fußnote 86. Der Spread kann also nur dann als Maß verwendet werden, wenn er die Stärke der Kreditrationierung mißt.

Möglich wäre dies aus folgendem Grund: Ein Spread<sup>134</sup> kann die Folge von Transaktionskosten, unvollkommenem Wettbewerb oder

---

<sup>133</sup> Kapitalmarktimperfektionen *müssen* aber nicht zu einer Kreditrationierung führen, wie King (1986) gezeigt hat: In seinem Modell führt asymmetrische Information lediglich zu einem Zinsspread zwischen Soll- und Habenzinssatz. Siehe auch Kapitel 1.

<sup>134</sup> Zu beachten ist, daß der Spread selbst eine Form der Liquiditätsrestriktion ist. In den hier vorgestellten Modellen, die das Verhältnis zwischen Ersparnis und Liquiditätsrestriktionen untersuchen, wird jedoch eine Liquiditätsrestriktion in Form der *Kreditrationierung* angenommen. Deshalb wird hier der Spread nur als Indikator für Kreditrationierung gesehen.

asymmetrischer Information sein – dies sind Markturnvollkommenheiten, die auch zu Kreditrationierung führen können. Aus der Höhe des Spreads lassen sich deshalb wichtige Informationen über die Stärke der Kapitalmarkturnvollkommenheiten ableiten. Daraus wiederum können Rückschlüsse auf die Entwicklung der Kreditrationierung gezogen werden.

Zur Vereinfachung sind im folgenden nochmals die wichtigsten Erkenntnisse aus Kapitel 2 über das Zusammenspiel zwischen Kapitalmarkturnvollkommenheiten und Spread zusammengefaßt:

*Transaktionskosten und unvollkommener Wettbewerb* können einen Keil zwischen Soll- und Habenzinssatz treiben – je höher die Differenz, desto unvollkommener der Wettbewerb oder desto höher die Transaktionskosten. Sowohl ein unvollkommener Wettbewerb als auch Transaktionskosten können Kreditrationierung verursachen. In Abschnitt 5.2 dieses Kapitels wurde gezeigt, daß die Veränderungen der Rahmenbedingungen auf den Kreditmärkten eine Reduktion der Transaktionskosten und einen stärkeren Wettbewerb verursacht haben. Der Spread sollte deshalb im Verlauf der vergangenen Jahre gefallen sein, und mit ihm die Kreditbeschränkungen.

Eine Differenz zwischen Soll- und Habenzinssatz kann durch *Regulierung* festgesetzt werden, zum Beispiel um den Banken einen positiven Gewinn zu ermöglichen und dadurch das Bankensystem zu stabilisieren<sup>135</sup>.

---

<sup>135</sup> Vgl. Franke (2000, Seite 249).

*Asymmetrische Information* kann zu einer Differenz zwischen Soll- und Habenzinssatz führen, wenn der Habenzinssatz als fix angenommen wird (zum Beispiel durch Regulierung). Der Sollzins kann dann aufgrund asymmetrischer Information aber nicht erhöht werden. Daraus folgt, daß der Spread um so kleiner sein wird, je symmetrischer die Information auf Kreditgeber und -nehmer verteilt ist.<sup>136</sup>

Gleichzeitig konnte gezeigt werden, daß asymmetrische Information zu Kreditrationierung führen kann. Eine Verminderung der asymmetrischen Information, wie sie für den Untersuchungszeitraum erwartet werden kann, vermindert deshalb die Differenz zwischen Soll- und Habenzinssatz und lockert die Kreditrestriktionen.

Eine Verringerung von Kapitalmarktimperfektionen führt damit zu einer Verringerung des Spreads, gleichzeitig folgt aus einer Verringerung der Kreditmarktunvollkommenheiten eine bessere Kreditversorgung. Der Verlauf des Spreads ist in Abbildung 9 dargestellt.

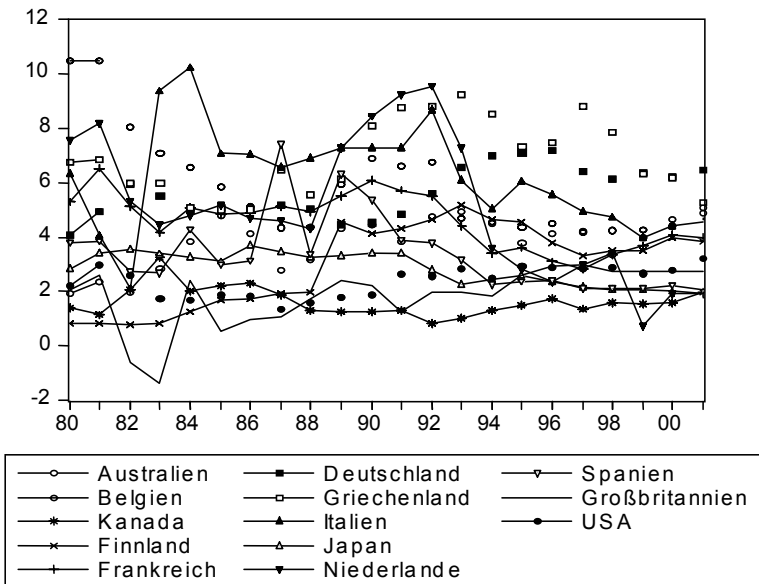
Das Bild zeigt, wie sich die Spreads über den Beobachtungszeitraum in den untersuchten Ländern angleichen: Während 1980 der Spread noch zwischen ungefähr einem und über zehn Prozentpunkten schwankt, befindet er sich im Jahr 2001 nur noch in einem Bereich zwischen einem und sieben Prozentpunkten. Dies könnte als Zeichen für das Zusammenwachsen der Finanzmärkte gewertet werden, gefördert durch die Währungsunion, der ein großer Teil der unter-

---

<sup>136</sup> Vgl. Jaffee/Stiglitz (1990, Seite 883).

suchten Länder angehören. Seit Mitte der neunziger Jahre scheint auch die Volatilität der Spreads deutlich an Dynamik verloren zu haben, was ebenfalls auf eine weltweite Vereinheitlichung der Zinsdynamiken hindeutet.

Abbildung 9: Verlauf der Differenz zwischen Soll- und Habenzinssatz <sup>137</sup>; Angaben in Prozentpunkten



Quelle: World Development Indicators, Weltbank 2003

<sup>137</sup> Für Österreich sind keine Informationen vorhanden.

Während in einigen Ländern der Spread deutlich abgenommen hat (Belgien, Frankreich, Griechenland, Italien, Japan, Niederlande, Spanien), ist er in den anderen Ländern, unter anderem auch in Deutschland, ungefähr konstant geblieben oder hat sich sogar leicht erhöht.

Für die Entwicklung des Spreads können deshalb nicht nur die oben genannten Faktoren verantwortlich sein. Folgende Gründe widersprechen der obigen These, nach der die Spreads in allen Ländern gefallen sein sollten:

*Ungenauere Daten:* Möglicherweise liegen nicht die richtigen Informationen vor, um die Reformen der Kreditmärkte abzubilden. Um den Spread sinnvoll zu berechnen, müssten Kredite und Geldanlagen ähnlicher Art und Fristigkeit verglichen werden. Zum Beispiel werden längerfristige Geldanlagen zu einem höheren Zinssatz vergeben als kurzfristige, ähnliches gilt für Kredite. Unterschieden wird auch nach Kunden: Institutionellen Kunden werden andere Zinssätze gewährt als Privatkunden.

Diese Unterschiede spiegeln sich nicht in den Daten wider. So werden die Habenzinssätze von der Weltbank aus den Habenzinssätzen für Spar-, Termin-, und Sichteinlagen berechnet, welche alle drei eine unterschiedliche Fristigkeit aufweisen können.

Um Kapitalmarktimperfektionen auf den für Haushalte relevanten Kreditmärkten untersuchen zu können, sollte deshalb die Zinsdifferenz für Konsumenten- bzw. Hypothekendarlehen untersucht werden. Dazu konnten jedoch im Rahmen der Recherchen zu dieser Arbeit keine Informationen gefunden werden, die einen Ländervergleich oder einen Vergleich über die Zeit ermöglicht hätten.

*Einflüsse anderer Faktoren:* Neben den Kapitalmarktimperfectionen können auch andere Faktoren einen Einfluß auf den Spread haben, wie zum Beispiel die Inflationserwartungen. Je höher die Inflationserwartungen, desto höher wird der Sollzinssatz sein, zu dem die Darlehensgeber bereit sind, Kredite zu vergeben.

Dies könnte erklären, warum gerade ab Mitte der neunziger Jahre eine Vereinheitlichung der Spreads stattgefunden hat: In Erwartung einer gemeinsamen Geldpolitik durch die Europäische Währungsunion (EWU) kam es zu einer Anpassung der Inflationserwartungen und damit zu einer Angleichung der Sollzinsen.

Ein Blick auf die Inflationsraten in den untersuchten Ländern bestätigt diese Vermutung: Ebenso wie die Zinsspreads zeigt sich hier eine deutliche Konvergenz auf ein niedriges Niveau. Damit scheint die Inflationsrate bei der Erklärung des Zinsspreads eine wichtige Rolle zu spielen. Die Aussagekraft des Spreads über die Stärke der Kreditrationierung scheint damit begrenzt zu sein.

### 5.3.6 Zusammenfassung: Maße für Liquiditätsrestriktionen

Die nebenstehende Tabelle gibt eine Zusammenfassung über die diskutierten Maße und ihre erwartete Einflußrichtung.

*Tabelle 5: Maße für Liquiditätsrestriktionen und ihr erwartetes Vorzeichen*

Maß	Erwartetes Vorzeichen
Anzahlungsquote	+
Hypothekenkredite/BIP	-
Kreditkarten/Einwohner	-



### 5.3 Maße für Liquiditätsrestriktionen

Maß	Erwartetes Vorzeichen
Konsumentenkredite/BIP	-
Zinsspread	+

Wenn der Zinsspread ein Maß für die Kreditrationierung ist, dann sollte er ein positives Vorzeichen aufweisen.<sup>138</sup>

Auch die Anzahlungsquote sollte ein positives Vorzeichen zeigen. Der erwartete Einfluß der anderen Variablen ist jedoch negativ: Je höher das Kreditvolumen bzw. die Anzahl der Kreditkarten, desto geringer die Stärke der Kreditrationierung. Wenn damit Kreditrationierung zu einer höheren Sparquote beiträgt, sollte ein Anstieg des Kreditbestandes einen negativen Einfluß haben.

Es ergibt sich damit das folgende Bild: Noch Anfang der achtziger Jahre prägte Kreditrationierung das Bild auf den Märkten, von denen Haushalte ihre Kredite beziehen.<sup>139</sup> Seitdem haben sich die Rahmenbedingungen auf den Kreditmärkten gewandelt. Die wichtigsten Veränderungen wurden in Tabelle 3 zusammengefaßt. Aus diesen Veränderungen sollte sich ein Rückgang der Marktunvollkommenheiten und ein besseres Funktionieren der Kreditmärkte ergeben haben, was wiederum zu einer Lockerung der Kreditrationierung

---

<sup>138</sup> Dies setzt voraus, daß eine Differenz zwischen Soll- und Habenzinssatz nicht per se einen Einfluß auf die aggregierte Ersparnis hat. Denkbar wäre zum Beispiel, daß die Ersparnis mit der Höhe des Spreads sinkt, zum Beispiel weil die Kreditkosten steigen. Wie in den Modellen von Jappelli/Pagano (1994) und Li (2001) soll jedoch von einem direkten Einfluß des Zinsspreads auf die aggregierte Ersparnis abgesehen werden.

<sup>139</sup> Siehe zum Beispiel Hayashi (1985), Jappelli/Pagano (1989). Das Ausmaß der Rationierung wird hier an Hand der excess sensitivity des Konsums bestimmt. Siehe auch Abschnitt 2.1.

geführt haben könnte. Das Ausmaß der Kreditrationierung sollte also in den einzelnen Ländern deutlich geringer sein als noch zu Beginn der achtziger Jahre.

Diese Entwicklung wird durch die Anzahlungsquote bestätigt – sie zeigt für die meisten Länder einen fallenden Verlauf und scheint sich auf einem niedrigen Niveau einzupendeln. Auch die Kreditbestände sowie die Anzahl der Kreditkarten zeigen einen deutlichen Wachstumstrend. Eine Lockerung der Liquiditätsrestriktionen könnte die Ursache für diesen Trend sein.<sup>140</sup>

Zusammenfassend lassen sich aus den veränderten Rahmenbedingungen auf den Kreditmärkten gelockerte Liquiditätsrestriktionen ableiten.<sup>141</sup>

---

<sup>140</sup> Insbesondere das Wachstum der Kreditbestände läßt sich jedoch auch durch andere Phänomene erklären, die im Beobachtungszeitraum aufgetreten sein könnten – selbst wenn man von der Existenz von Kreditrationierung ausgeht und Nachfrageeffekte ausschließt. So könnte zum Beispiel eine Linksverschiebung beider Kurven in Abbildung 4 zu einer Erhöhung des Kreditbestandes geführt haben, ohne daß sich die Kreditrationierung vermindert hat. Die Aussagen bezüglich des Kreditbestandes sind also als indikativ zu bewerten.

<sup>141</sup> Dieses Ergebnis ist konsistent mit den bisherigen Befunden in der Literatur. Siehe zum Beispiel Sefton/In't Veld (1999) für USA, Kanada, Großbritannien, Frankreich und Deutschland.

## 6 Empirische Untersuchung

### 6.1 Einleitung

In diesem Kapitel sollen nun die Effekte von Liquiditätsrestriktionen auf die aggregierte Ersparnis an Hand des in Kapitel 4 vorgestellten Datensatzes überprüft werden. Eine Übersicht über die Maße für Liquiditätsrestriktionen findet sich in Tabelle 5, die Kontrollgrößen werden in Tabelle 2 vorgestellt. Zunächst werden die Besonderheiten von Paneldatensätze angesprochen, die dann in den folgenden Abschnitten näher diskutiert werden.

In der empirischen Literatur wird gewöhnlich ein linearer Zusammenhang zwischen der Sparquote und ihren Determinanten unterstellt.<sup>142</sup> Die zu schätzende Gleichung lautet also

$$y_{it} = \mu_i + x'_{it} \beta_i + \varepsilon_{it} \quad (6.1)$$

wobei  $t=1,2,\dots,T$  die Perioden und  $i=1,2,\dots,N$  die Länder angibt.  $y_{it}$  steht für die abhängige Variable, die – wie in Kapitel 3 diskutiert – durch die Sparquote der privaten Haushalte gemessen wird.  $x_{it}$  hingegen bezeichnet einen  $K$ -dimensionalen Vektor, wobei  $K$  die Anzahl der enthaltenen unabhängigen Variablen *ohne* die Konstante

---

<sup>142</sup> Siehe zum Beispiel Edwards (1995), Callen/Thimann (1997) oder Schmit-Hebbel et. al (1992).

angibt.

Gleichung (6.1) kann nun mit Hilfe des Paneldatensatzes geschätzt werden. Paneldatensätze umfassen Informationen, die sowohl die Querschnitts- als auch die Zeitdimension der Variablen berücksichtigen. Dies bietet eine Reihe von Chancen: Wenn die Daten in den einzelnen Untersuchungseinheiten durch gleiche Prozesse generiert werden, verbessert das Zusammenfassen der Daten die Effizienz der Schätzung.<sup>143</sup> Paneldaten erlauben außerdem die Beantwortung von Fragen, die weder mit Zeitreihen noch mit Querschnittsdaten alleine beantwortet werden können. Zu nennen wären zum Beispiel die Einflüsse von Variablen, die im Zeitverlauf wenig schwanken, oder aber der Verlauf von Anpassungsprozessen.<sup>144</sup>

So spielen strukturelle Veränderungen auf den Kreditmärkten eine wichtige Rolle für die Höhe der Kreditrationierung – solche Veränderungen ergeben sich aber nur relativ selten, wie die Analyse in Kapitel 5 gezeigt hat. Eine Analyse einer einzelnen Zeitreihe ist deshalb nicht sinnvoll. Interessant könnte es außerdem sein, etwas über den dynamischen Verlauf der Sparquote zu erfahren, was mit einer Querschnittsanalyse nicht möglich wäre. Beide Fragestellungen lassen sich nur mit einem Paneldatensatz beantworten.

Durch die Kombination von Querschnitts- und Zeitdimension ergeben sich eine Reihe von Chancen – aber auch einige Probleme, von

---

<sup>143</sup> In Gleichung (6.1) gilt dann:  $\beta_i = \beta$ .

<sup>144</sup> Vgl. Smith/Fuertes (2004, Seite 7).

denen drei besonders für den vorliegenden Datensatz relevant erscheinen:

*Kontemporäre Korrelation der Untersuchungseinheiten:* Kontemporäre Korrelation kann auftreten, wenn Ereignisse alle Untersuchungseinheiten gleichermaßen beeinflussen. So kann etwa die Zinsentscheidung einer Zentralbank auf die Kursentwicklung *aller* Aktien *gleichzeitig* wirken.<sup>145</sup>

Kontemporäre Korrelation könnte auch innerhalb dieses Datensatzes auftreten. So ist es wahrscheinlich, daß zum Beispiel Deutschland und Frankreich von den ähnlichen makroökonomischen Schocks betroffen sind.

*Spurious regression:* Die Einführung einer Zeitdimension bringt die Gefahr einer spurious regression mit sich, d.h. von den Teststatistiken wird ein Zusammenhang zwischen den Variablen angezeigt, der so in der Realität nicht besteht. Dieses Problem könnte relevant werden, weil die Zeitdimension des hier untersuchten Datensatzes mit  $T=22$  Jahren relativ lang ist.

*Heterogenität:* Die Vorteile von Paneldatensätze lassen sich nur ausnutzen, wenn die Daten in den unterschiedlichen Länder durch die gleichen Prozesse generiert werden. Im vorliegenden Datensatz setzt dies voraus, daß zum Beispiel Deutsche und Japaner bei einer Zunahme der Staatsverschuldung in gleichem Maße mit einer Zu- bzw. Abnahme ihrer Ersparnis reagieren. Dies ist fraglich, schließ-

---

<sup>145</sup> Vgl. Eckey (2001, Seite 272).

lich bestehen zwischen beiden Ländern erhebliche kulturelle Unterschiede.

Die nächsten Abschnitte werden untersuchen, ob diese Probleme für die vorliegende Untersuchung relevant sind und gegebenenfalls geeignete Schätzverfahren vorstellen.<sup>146</sup>

### 6.2 Kontemporäre Korrelation in Paneldatensätzen

Ausgangspunkt der Analyse soll ein „*fixed effects*“ Modell sein, wie es in ähnlichen Studien oft verwendet wird.<sup>147</sup> Das fixed effects Modell unterstellt, daß die Steigungsparameter in (6.1) für die verschiedenen Ländern homogen sind, Heterogenität ist allein im Absolutglied erlaubt – strukturelle Unterschiede zwischen den Ländern werden damit als konstant über die Zeit angenommen. Gleichung (6.1) läßt sich unter dieser Annahme zu

$$y_{it} = \mu_i + x'_{it} \beta + \varepsilon_{it} \quad (6.2)$$

umformen, wobei  $\varepsilon_{it} \sim IID(0, \sigma_\varepsilon^2)$ .<sup>148</sup> Das fixed effects Modell kann auf verschiedene Arten geschätzt werden: Zum einen kann für

---

<sup>146</sup> Dies ist nur eine Auswahl von Problemen, die bei der empirischen Untersuchung auftreten könnten. Darüber hinaus wäre zum Beispiel denkbar, daß nicht alle Variablen exogen sind. Siehe Fußnote 180.

<sup>147</sup> Siehe zum Beispiel Callen/Thimann (1997), Masson et. al (1998), Edwards (1995), Schmidt-Hebbel et. al. (1992).

<sup>148</sup> Vgl. Verbeek (2000, Seite 313).

jedes Land eine Dummyvariable eingeführt werden<sup>149</sup>, zum anderen könnte man die individualspezifischen Effekte durch eine sogenannte „within transformation“ beseitigen. Dabei werden die Daten um die Abweichungen von den individualspezifischen Mittelwerten bereinigt. Beide Schätzverfahren führen zu den gleichen Ergebnissen.<sup>150</sup>

Tabelle 6 zeigt die Ergebnisse einer fixed effect Schätzung, wobei als abhängige Variable – wie in allen folgenden Schätzungen auch – die Sparquote des privaten Haushaltssektors gewählt wurde.

Die ersten beiden Spalten weisen nahezu identische Ergebnisse auf. Für die Schätzung in Spalte (1) wurden die Originaldaten zu den Auszahlungen der Rentenversicherung verwendet. Diese Daten sind allerdings nur von 1980 bis 1998 bzw. 1999 vorhanden, je nach Land. Deshalb wurde in Spalte (2) die gleiche Spezifikation mit den bis 2001 verlängerten Daten geschätzt. Da dies keine negativen Auswirkungen auf die Schätzergebnisse hat, wird in allen folgenden Schätzungen nur noch mit den verlängerten Zeitreihen gearbeitet.<sup>151</sup>

Die Koeffizienten des Finanzierungssaldos und des Realzinses sind

---

<sup>149</sup> Dieses Schätzverfahren wird auch als Least Squares Dummy Variable (LSDV) Schätzer bezeichnet.

<sup>150</sup> Vgl. Verbeek (2000, Seite 313).

<sup>151</sup> Dies hat zwei Vorteile: Erstens können mehr Datenpunkte der anderen Variablen ausgenutzt werden und zweitens entsteht dadurch ein *balanced panel*. Die Originalzeitreihen zur Rentenversicherung enden in unterschiedlichen Jahren, was die Anwendung einiger der folgenden Verfahren unmöglich macht. Nähere Angaben zur Variablen „Rentenversicherung/BIP“ finden sich im Anhang Abschnitt 9.8.

sehr robust, wie ein Vergleich der Spalten verdeutlicht. Die anderen Variablen variieren jedoch sichtbar: So ändert sich allein durch Einbeziehen der Inflationsrate in Spalte (3) das Vorzeichen der Rentenversicherung, mit der Einführung der Inflationsrate wird außerdem die Wachstumsrate des BIP pro Kopf der Bevölkerung insignifikant. Der geschätzte Koeffizient der Rentenversicherung ist in den Spalten (4) bis (8) sehr robust, andere Rationierungsmaße ändern die Einflußrichtung kaum.



## 6.2 Kontemporäre Korrelation in Paneldatensätzen

*Tabelle 6: Schätzung des fixed effect Modells<sup>152</sup>*

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Finanz.Saldo	-0,004**	-0,004**	-0,004**	-0,005**	-0,003**	-0,003**	-0,004**	-0,004**	-0,003**
Allen-quotient	-0,603**	-0,622**	-0,550**	-0,366*	-0,50**	-0,618**	-0,965**	-0,574**	-0,610**
Jugend-quotient	0,125	0,122	0,001	-0,138	0,014	0,225*	-0,378*	0,009	0,227*
Eink. Wachstum	-0,003**	-0,002**	-0,0003	-0,0004	-0,0005	-0,0008	-0,001	-0,0004	-0,0005

<sup>152</sup> Finanz.Saldo gibt den Finanzierungssaldo/BIP an, Eink. Wachstum steht für das Wachstum des Pro-Kopf BIP, Renten./BIP entspricht den Rentenzahlungen/BIP, Kons.Kredit und Hypo.Kredit stehen für die Konsumentenkredite/BIP bzw. die Hypothekenkredite/BIP. Schätzungen erfolgten mit LSDV-Schätzer, die Ergebnisse wurden auf die dritte Stelle nach dem Komma gerundet. Die Schätzungen wurden mit E-Views 5.0 durchgeführt. Die Zahl der untersuchten Länder variiert mit dem verwendeten Maß für Liquiditätsrestriktionen, siehe Kapitel 9.1 im Anhang. \*bezeichnet Signifikanz zu 5%, \*\* bezeichnet Signifikanz zu 1%.

## 6 Empirische Untersuchung

Realzins	0,002**	0,002**	0,003**	0,003**	0,003**	0,002**	0,003**	0,004**	0,007
Renten./BIP	-0,002	-0,002	0,003	0,004*	0,004*	0,007**	0,004	0,004*	0,006**
Inflation			0,003**	0,005**	0,003**	0,003**	0,0009	0,004**	0,002*
Anzahlung				0,064*					
Hypo.Kredit					-0,131**				-0,129**
Kons.Kredit						-0,412**			-0,195
Kreditkarten							-0,031*		
Spread								-0,003*	
Korr. R <sup>2</sup>	0,90	0,89	0,90	0,90	0,90	0,91	0,92	0,90	0,92

Alle Maße der Kreditrationierung weisen einen signifikanten Einfluß auf, das Vorzeichen bestätigt die in Tabelle 5 vermutete Richtung – eine Ausnahme stellt der Zinsspread dar, der entgegen der Erwartung ein negatives Vorzeichen aufweist. Bereits eine genauere Analyse des Zinsspreads in Kapitel 5 zeigte jedoch, daß diese Größe neben der Kreditrationierung noch andere Einflußfaktoren auffängt, darüber hinaus vielleicht sogar einen eigenen Einfluß auf die Sparquote hat. Diese Vermutung wird durch die obigen Ergebnisse bestätigt. Wird jedoch sowohl für die Entwicklung auf dem Hypothekenkreditmarkt wie auch auf dem Konsumentenkreditmarkt kontrolliert, wie in Spalte (9) geschehen, verlieren die Konsumentenkredite ihren signifikanten Einfluß.

Damit ergibt sich insgesamt ein uneinheitliches Bild. Während einige Vorzeichen einen stabilen und den Erwartungen entsprechenden Einfluß aufweisen, variieren einige Koeffizienten stark mit der gewählten Spezifikation<sup>153</sup> oder weisen ein Vorzeichen auf, das nicht der erwarteten Einflußrichtung entspricht.<sup>154</sup>

Ein Grund für die Abweichungen und Schwankungen könnte das Schätzverfahren sein, das dem Datensatz eine sehr starre Struktur aufzwingt. So basiert der fixed effect Schätzer auf der Vorraussetzung, daß die Störterme der verschiedenen Länder zu einem Zeit-

---

<sup>153</sup> Dies ist beim Jugendquotienten der Fall.

<sup>154</sup> Wie zum Beispiel der Koeffizient der Rentenzahlungen/BIP.

punkt nicht korreliert sind<sup>155</sup> – es wird also angenommen, daß  $\text{cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = 0$  für  $i \neq j$ . Dies setzt voraus, daß ein Schock, der zum Beispiel Frankreich beeinflusst, keine Auswirkungen auf Deutschland hat, was in der Realität kaum erfüllt sein dürfte.

Bevor deshalb diese Anomalien näher interpretiert werden, sollen zunächst die Ergebnisse flexiblerer Schätzstrategien abgewartet werden.

Eine solche Schätzstrategie könnte die Verwendung von „Feasible Generalized Least Squares (FGLS)“ sein. Bei FGLS ist im ersten Schritt die Kovarianzmatrix der Störterme zu bestimmen. Dies kann mit Hilfe einer OLS Schätzung geschehen. In einem zweiten Schritt wird die geschätzte Kovarianzmatrix dann als „Gewichtungsmatrix“ bei der Schätzung der Parameter verwendet.<sup>156</sup>

Ob überhaupt Kreuzkorrelation vorliegt, kann mit Hilfe eines Likelihood Ratio Tests<sup>157</sup> überprüft werden. Unter der Nullhypothese (keine kontemporäre Korrelation) ist dieser Test Chi-Quadrat verteilt. Die Anzahl der Freiheitsgrade entspricht dabei der Anzahl der Restriktionen, die unter der Nullhypothese auferlegt werden. Im

---

<sup>155</sup> Dies wird auch als kontemporäre (contemporaneous) Korrelation oder als Kreuzkorrelation (cross-sectional correlation) bezeichnet.

<sup>156</sup> Nähere Erläuterungen zu FGLS finden sich zum Beispiel bei Eckey et. al (2001, Abschnitt 2.4.4). Die Anwendung von FGLS auf das Problem kontemporär korrelierter Störterme erfordert, daß im ersten Schritt die Matrix der kontemporären Kovarianzen bestimmt wird: Diese enthält nur Einträge für die Beobachtungen, die sich auf den gleichen Zeitpunkt beziehen, vgl. Beck/Katz (1995, Seite 637). Alle anderen Kovarianzen werden auf Null gesetzt.

<sup>157</sup> Vgl. Verbeek (2000, Seite 161).

vorliegenden Fall ist dies die Zahl der unter der Alternativhypothese (kontemporäre Korrelation) zusätzlich zu schätzenden Kovarianzen.<sup>158</sup>

Bei der Schätzung von Spezifikation 3 aus Tabelle 6 ergibt sich eine Log-Likelihood von (-678), während die Schätzung mit FGLS eine Log-Likelihood von (-430) ergibt. Die Teststatistik beträgt damit 496.<sup>159</sup> Dies übersteigt jeden kritischen Wert, selbst bei einer Anzahl von 119 Freiheitsgraden.

Korrelation der Residuen zu einem Zeitpunkt scheint damit zu bestehen – allerdings ist eine Schätzung mit FGLS bei dem hier untersuchten Datensatz nicht angebracht. Wie Beck/Katz (1995) feststellen, kann die Verwendung von FGLS zur Eliminierung der kontemporären Korrelation zu irreführenden Ergebnissen führen, wenn die Anzahl der untersuchten Perioden nicht die Anzahl der Untersuchungseinheiten um mindestens das dreifache übersteigt. Im hier untersuchten Fall ist  $T=22$  und  $N=14$ , die Dimensionen des Paneldatensatzes.

---

<sup>158</sup> Da der Fall kontemporärer Korrelationen auch Panelheteroskedastie zwischen den einzelnen Ländern einschließt, müßten die Hypothesen lauten: Keine Kontemporäre Korrelation und keine Heteroskedastie (Nullhypothese) gegen Kontemporäre Korrelation und Heteroskedastie.

<sup>159</sup> Die Teststatistik errechnet sich aus der mit zwei multiplizierten Differenz zwischen der Loglikelihood des unbeschränkten Modells und der des beschränkten Modells. Es gilt also  $2(-430-(-678))=496$ . Die Anzahl der Restriktionen beträgt 119.

tensatzes liegt also deutlich unter den geforderten Werten.<sup>160</sup>

Beck/Katz (1995) empfehlen deshalb die Verwendung von asymptotischen Standardfehlern, welche die kontemporäre Korrelation korrigieren. Die Ergebnisse der Schätzung unter Anwendung dieser sogenannten „Panel corrected standard errors“ unterscheiden sich jedoch nur geringfügig von den Resultaten, die mit dem fixed effects Modell in Tabelle 6 bestimmt wurden und werden deshalb hier nicht aufgeführt.

Für diesen Datensatz scheint es damit kein Verfahren zu geben, das dem fixed effect Schätzer aus Tabelle 6 überlegen ist und das die Kreuzkorrelation zwischen den Ländern berücksichtigt.

Während Kreuzkorrelation in Paneldatensätzen durch die Querschnittsdimension entsteht, wird im nächsten Abschnitt ein Problem untersucht, das durch die Zeitdimension entstehen könnte, nämlich die Gefahr einer „*spurious regression*“.

### 6.3 Spurious Regression bei Paneldaten

In der Zeitreihenanalyse ist seit der Studie von Granger und Newbold (1974) bekannt, daß eine Regression zweier Variablen, die

---

<sup>160</sup> Beck/Katz (1995, Seite 637) zeigten, daß jedes Element der Matrix der kontemporären Korrelationen mit durchschnittlich  $2(T/N)$  Beobachtungen geschätzt wird. Im vorliegenden Datensatz stünden damit zur Schätzung einer einzelnen Korrelation ungefähr drei Beobachtungen zur Verfügung. Unter diesen Umständen kann eine präzise Schätzung der Kovarianzmatrix nicht mehr gewährleistet werden, und die mit FGLS bestimmten Standardfehler wären zu klein.

beide integriert vom Grade 1 sind<sup>161</sup>, zu falschen Schlußfolgerungen führen kann. Wird zum Beispiel die Variable  $y_t$  durch den Prozeß  $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$  gebildet<sup>162</sup>, während hingegen die Variable  $x_t$  aus  $x_t = x_{t-1} + v_t$  gebildet<sup>163</sup> wird, dann sollte die Schätzung der Gleichung

$$y_t = \alpha + \beta x_t + u_t \quad (6.3)$$

ein geschätztes  $\beta$  von Null ergeben – denn offensichtlich sind die beiden Variablen in ihrer Entstehung in keiner Weise verbunden. Granger/Newbold (1974) haben nun allerdings herausgefunden, daß sich bei Schätzungen wie dieser in vielen Fällen ein geschätztes  $\beta$  ergibt, das signifikant von Null verschieden ist. Grund dafür ist die Tatsache, daß in (6.3) der Fehlerterm  $u_t$  integriert vom Grade 1 ist. Dies hat zur Folge, daß die Verteilungstheorie, auf der die Anwendung des OLS-Schätzers basiert, nicht mehr gültig ist<sup>164</sup>, was die Resultate der spurious regression zur Folge hat.

Intuitiv läßt sich dies so erklären: Die Nichtstationarität des Störterms erzeugt bei der Schätzung ein derartig starkes „Rauschen“, das

---

<sup>161</sup> Ein Prozeß heißt integriert vom Grade 1 (I(1)-Prozeß) wenn der Prozeß durch einmaliges differenzieren in einen stationären Prozeß überführt werden kann. Die Varianz von I(1)-Prozessen strebt gegen unendlich wenn  $T \longrightarrow \infty$ .

<sup>162</sup> Wobei  $\varepsilon_t$  eine Zufallsvariable mit  $\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$  bezeichnet.

<sup>163</sup> Wobei  $v_t$  eine Zufallsvariable mit  $v_t \sim \text{IID}(0, \sigma_v^2)$  bezeichnet.

<sup>164</sup> Siehe Enders (2004, Seite 172).

den Einfluß des „Signals“ (im obigen Fall  $\beta=0$ ) übertönt – der Einfluß des Rauschens wird dann dem Signal zugesprochen. Entorf (1997) konnte dieses Ergebnis aus der Zeitreihenanalyse auch für Paneldatensätze bestätigen. Folgende Tabelle zeigen die Ergebnisse seiner Simulation für spurious fixed-effect Modelle:

*Tabelle 7: Spurious Regression bei Paneldaten mit fixed-effects*

	Verteilung von $\hat{\beta}$			Verteilung der absoluten t-Werte	
	Mittelwert	5%-Fraktil	95%-Fraktil	Mittelwert	90%-Fraktil
T=N=20	0,00	-0,23	0,24	2,3	4,6
T=20, N=40	0,00	-0,15	0,16	2,1	4,3
T=100, N=5	-0,01	-0,48	0,44	5,2	11,1
T=100, N=50	0,00	-0,15	0,15	5,0	10,3

*Bemerkung: Die Angaben beziehen sich auf I(1)-Prozesse ohne Drift<sup>165</sup>.*

*Quelle: Entorf (1997), Tabelle 1, Seite 292*

Wie die Tabelle zeigt, kann das Problem der spurious regression auch bei Paneldaten auftreten – schon für relativ kleine Werte von T und N können die t-Werte ein signifikantes Ergebnis anzeigen und damit zu falschen Schlußfolgerungen über  $\beta$  führen. Auffallend ist,

<sup>165</sup> Wie Entorf (1997, Seite 292) zeigt, verstärkt sich das Problem der spurious regression, wenn die Daten durch einen Random Walk mit Drift generiert werden.



daß die Wahrscheinlichkeit falscher Ergebnisse mit steigendem  $T$  ceteris paribus zunimmt, während sie mit steigendem  $N$  ceteris paribus abnimmt. Das Problem einer spurious regression scheint deshalb vor allem für makroökonometrische Anwendungen relevant, bei denen die Anzahl der Jahre typischerweise die Anzahl der Untersuchungseinheiten übersteigt.<sup>166</sup>

Dies gilt auch für den vorliegenden Datensatz, bei dem  $T=22$  und  $N=14$  ist. Allerdings ist fraglich, ob die hier untersuchten Variablen durch  $I(1)$ -Prozesse gebildet werden. So kann beispielsweise die Sparquote aus folgenden Gründen keinem  $I(1)$ -Prozeß folgen:<sup>167</sup>

Auf Grund ihrer Eigenschaft als *Quote* kann die Sparquote sich im wesentlichen nur im Intervall  $[0,1]$  bewegen – wie jedoch Fußnote 161 gezeigt hat, strebt die Varianz von  $I(1)$ -Prozessen für  $T \rightarrow \infty$  ebenfalls gegen  $\infty$ . Damit müßte die Wahrscheinlichkeit gegen 1 konvergieren, daß die Sparquote dieses Intervall verläßt, wenn  $T \rightarrow \infty$ .

Die Lebenszyklushypothese, deren Aussagen die Grundlage dieser Arbeit bilden, prognostiziert eine stationäre Sparquote.<sup>168</sup> Auch wenn die Sparquote keinem  $I(1)$ -Prozeß folgen kann, ist die Gefahr

---

<sup>166</sup> Vgl. Entorf (1997, Seite 291).

<sup>167</sup> Damit kann auch keine der unabhängigen Variablen einem  $I(1)$ -Prozeß folgen, wenn die Variablen in einem linearen Zusammenhang zueinander stehen. Siehe Johnston/DiNardo (1997, Kapitel 8).

<sup>168</sup> Vgl. Tsionas/Christopoulos (2002, Seite 1). Eine stationäre Sparquote bedeutet, daß Konsum und Einkommen kointegriert sind, also in einer langfristigen Gleichgewichtsbeziehung zueinander stehen.

einer spurious regression noch nicht gebannt. So weist die Sparquote im Untersuchungszeitraum in vielen Ländern einen sehr persistenten, fallenden Verlauf auf.<sup>169</sup> Dies kann als Indiz für einen dynamischen Verlauf der Sparquote gesehen werden, der sich in einem hohen autoregressiven Parameter niederschlägt. Wird diese Dynamik ignoriert, kann das zu autokorrelierten Störtermen führen. Dies wird durch die folgende Tabelle bestätigt. Für die ersten acht Spezifikationen aus Tabelle 6 wird hier der Wert des autoregressiven Parameters der Störterme bestimmt:

*Tabelle 8: Schätzung eines AR(1) Prozesses der Residuen aus der Tabelle 6<sup>170</sup>*

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
0,8063	0,8145	0,8006	0,7613	0,8143	0,7648	0,8037	0,8118

In jeder Spezifikation nimmt der Parameter einen relativ hohen Wert von ungefähr 0,8 an – damit besteht die Gefahr einer spurious regression auch weiterhin, obwohl die Variablen nicht einem I(1)-Prozeß folgen.<sup>171</sup>

---

<sup>169</sup> Siehe auch Abbildung 3.

<sup>170</sup> Dabei wird unterstellt, daß die Fehlerterme dem Prozeß  $\varepsilon_{i,t} = \rho\varepsilon_{i,t-1} + v_{i,t}$  folgen, wobei die  $v_{i,t}$  unabhängig über die Zeit verteilt sind mit einem Mittelwert von Null, vgl. Beck/Katz (1995, Seite 637).

<sup>171</sup> Vgl. Granger/Newbold (1986, Seite 214).

Wie Granger (2001) schreibt, ist eine Autokorrelation der Störterme ein Zeichen für eine Fehlspezifikation des Modells, die behoben werden sollte: „The proper reaction to having a possible spurious relationship is to add lagged dependent and independent variables, until the errors appear to be white noise.“<sup>172</sup>

Eine Modellierung der Sparquote als dynamischen Prozeß scheint damit sowohl aus statistischen als auch aus ökonomischen Gründen angezeigt, wie Haque et. al. (1999) schreiben: „Clearly, saving and wealth accumulation is a dynamic process and static specifications are unlikely to capture essential features of such processes“ (Haque et. al. 1999, Seite 3).

Erweitert man das statische Modell in Gleichung (6.1) um verzögerte Werte der abhängigen und der unabhängigen Variable, bekommt man ein sogenanntes „Autoregressive Distributed Lag Modell“ (ARDL-Modell).

Diese Modellklasse wird im folgenden Abschnitt genauer vorgestellt. Als Beispiel wird zunächst ein ARDL (1,1)-Modell betrachtet, das neben einer abhängigen und einer unabhängigen Variablen auch je einen verzögerten Wert jeder Variablen enthält.<sup>173</sup>

$$y_{it} = \mu_i + \alpha_i y_{i,t-1} + \beta_{0i} x_{it} + \beta_{1i} x_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (6.4)$$

Dabei steht  $t=1,2,\dots,T$  für die betrachtete Periode, während  $i=1,2,\dots,N$

---

<sup>172</sup> Vgl. Granger (2001, Seite 558).

<sup>173</sup> Vgl. Johnston/DiNardo (1997, Kapitel 8).

das Land bezeichnet. Eine Veränderung der unabhängigen Variablen  $x_{it}$  wird über  $\beta_{0i}$  zunächst  $y_{it}$  beeinflussen. In der folgenden Periode wird sich die ursprüngliche Veränderung über  $y_{i,t+1}$  und  $x_{i,t+1}$  weiter fortpflanzen, diesmal auf  $y_{i,t+2}$ , usw. Eine einmalige Veränderung der unabhängigen Variable zeigt also kurzfristige, mittelfristige und langfristige Effekte.

Durch Erweiterung und Umformung von (6.4) erhält man

$$\Delta y_{it} = \phi_i(y_{i,t-1} - a_i - \gamma_i x_{i,t-1}) + \beta_{0i} \Delta x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6.5)$$

wobei  $\phi_i = -(1 - \alpha_i)$ ,  $a_i = \frac{\mu_i}{(1 - \alpha_i)}$  und  $\gamma_i = \frac{\beta_{0i} + \beta_{1i}}{(1 - \alpha_i)}$

Gilt  $|\alpha_i| < 1$ , dann ist der ARDL-Prozeß im Land i stabil. Weiter läßt sich zeigen, daß  $y_{i,t-1} = a_i + \gamma_i x_{i,t-1}$  den Wert der abhängigen Variable angibt, der sich nach einmaliger Veränderung von  $x_{it}$  langfristig ergibt.<sup>174</sup> Die Werte von  $a_i$  und  $\gamma_i$  werden deshalb auch als „Langfristparameter“ bezeichnet

Damit kann  $y_{i,t-1} - a_i - \gamma_i x_{i,t-1}$  als Abweichung vom langfristigen Gleichgewicht interpretiert werden – deshalb wird (6.5) auch als „Fehlerkorrekturmodell“ bezeichnet: die kurzfristige Veränderung der abhängigen Variablen ( $\Delta y_{it}$ ) ergibt sich aus dem kurzfristigen Einfluß der unabhängigen Variable ( $\beta_{0i}$ ) und der Abweichung vom

---

<sup>174</sup> Siehe Johnston/DiNardo (1997, Seite 245). Diese Beziehung gilt nur dann, wenn der Wert von x unendlich lange auf dem neuen Niveau gehalten wird.

langfristigen Gleichgewicht, multipliziert mit dem Parameter  $\phi_i$ , der ein Maß für die Geschwindigkeit des Anpassungsprozesses hin zum Gleichgewicht ist.

Ein ARDL-Modell bzw. ein Fehlerkorrekturmodell lassen sich nun mit verschiedenen Verfahren schätzen. Im nächsten Abschnitt soll ein Schätzer vorgestellt werden, der gleichzeitig noch mögliche Unterschiede in den Datengenerierungsprozessen der einzelnen Länder berücksichtigt.

## 6.4 Heterogenität

Den klassischen Panelschätzern wie zum Beispiel dem fixed-effects Schätzer liegt die Annahme zugrunde, daß die Daten in den verschiedenen Untersuchungseinheiten nach den gleichen Gesetzen generiert werden.<sup>175</sup> Eine Bündelung der Daten ermöglicht dann eine effizientere Schätzung der als homogen angenommenen Parameter.

Diese Annahme mag bei einer Analyse einer Gruppe von Haushalten oder Firmen zutreffen – ob sie auch erfüllt ist, wenn mehrere Länder von verschiedenen Kontinenten untersucht werden, ist fraglich. Länder unterscheiden sich in Bezug auf ihr Entwicklungsstadium, ihr Rechtssystem, oder aber im Hinblick auf die Bräuche und Sitten ihrer Einwohner. Wie Haque et. al (1999, Seite 7) schreiben, sind solche Unterschiede besonders bei einer Untersuchung der Sparquote relevant – einer Variablen, die stark von den gegebenen

---

<sup>175</sup> Vgl. die Ausführungen zu Beginn des Kapitels.

Institutionen und kulturellen Besonderheiten abhängt.

Wie Pesaran und Smith (1995) zeigen konnten, kann die Anwendung „klassischer“ Schätzmethoden wie dem fixed-effect Schätzer im statischen Fall oder zum Beispiel dem Anderson-Hsiao Schätzers in einem dynamischen Modell zu inkonsistenten und möglicherweise irreführenden Schätzergebnissen führen. Pesaran und Smith (1995) schlagen deshalb vor, die Parameter für jedes Land getrennt zu schätzen und die „aggregierten“ Parameter dann als ungewichteten Mittelwert der individuellen Parameter zu bestimmen. Dieses Schätzverfahren nennen Pesaran und Smith (1995) „Mean Group Schätzer“ (MG-Schätzer).

Dies erfordert jedoch, daß für jede Untersuchungseinheit hinreichend viele Datenpunkte vorhanden sind. Außerdem können möglicherweise Parameter als homogen über die untersuchten Ländern angenommen werden – diese Information könnte genutzt werden, um die Effizienz der Schätzung zu verbessern.

Pesaran et. al. (1998) argumentieren, daß nach der ökonomischen Theorie die Langfristparameter, die den langfristigen Einfluß einer Änderung der unabhängigen Variable auf die abhängige Variable messen, in verschiedenen Ländern gleich sein sollten: So lassen sich zum Beispiel aus der Lebenszyklushypothese keine Anhaltspunkte ableiten, warum die japanischen Haushalte *ceteris paribus* auf eine Staatsverschuldung *langfristig* nicht ähnlich reagieren sollten wie die deutschen Haushalte. Besonders *kurzfristig* können jedoch die

oben erwähnten Unterschiede bindend sein und zu einem unterschiedlichen Verhalten führen.<sup>176</sup>

Pesaran et. al (1998) haben deshalb ein Schätzverfahren entwickelt, mit dem die Langfristparameter homogen geschätzt werden, die kurzfristige Anpassungsdynamik darf jedoch frei über die Länder variieren. Dieses Verfahren wurde von ihnen als „Pooled Mean Group Schätzer“ (PMG-Schätzer) bezeichnet, weil es eine Mischung aus dem oben genannten Mean Group und einem klassischen Panel-schätzer darstellt, der alle Informationen „poolt“.

Dabei wird Gleichung (6.5) geschätzt, wobei die Langfristparameter  $\gamma$  und  $a$  für alle Länder als homogen angesehen werden, während die Kurzfristparameter  $\phi_i$  und  $\beta_{0i}$  individuell für jedes Land bestimmt werden. Dazu werden in einer ersten Stufe werden die Langfristparameter über eine Maximum Likelihood (ML) Schätzung geschätzt, in einer zweiten Stufe werden dann die geschätzten Langfristparameter in Gleichung (6.5) zur Berechnung der Kurzfristparameter eingesetzt. Die Schätzung der Kurzfristparameter erfolgt mit

---

<sup>176</sup> Vgl. Pesaran et. al. (1998, Seite 1). Trotzdem kann nicht ausgeschlossen werden, daß die Lebenszyklushypothese in der einen Kultur gilt, in der anderen aber nicht. Pesaran et. al. schlagen vor, die Homogenitätsannahme mit einem Hausman-Test zu untersuchen: Unter der Nullhypothese der Parameterhomogenität ist der PMG-Schätzer konsistent und effizient, während unter der Alternativhypothese nur der MG-Schätzer konsistent ist. In den folgenden Schätzungen der Tabellen 9 und 10 konnte der Hausman-Test die Nullhypothese nicht verwerfen, das „Poolen“ der Daten bringt somit gegenüber der MG-Schätzung einen Effizienzgewinn und die Verwendung des PMG-Schätzers erscheint angebracht. Zur Berechnung eines Hausman-Tests, siehe z. B. Verbeek (2000, Seite 319).

OLS, wobei für jedes Land eine getrennte Bestimmung erfolgt.<sup>177</sup>

Die Anzahl der verzögerten Variablen kann frei bestimmt werden und sollte so geschehen, daß die Störterme frei von *Autokorrelation* sind.<sup>178</sup> Außerdem setzt der PMG-Schätzer voraus, daß die Störterme zu einem Zeitpunkt unabhängig voneinander sind, daß also keine *kontemporäre Korrelation* vorliegt. Wie die Diskussion in Abschnitt 6.2 gezeigt hat, gibt es Indizien dafür, daß diese Annahme für den vorliegenden Datensatz nicht erfüllt ist. Pesaran schlägt deshalb vor, nur die Abweichungen der Variablen von ihren jeweiligen Mittelwerten über die Länder (*cross-sectional demeaning*) für die Schätzung zu verwenden.<sup>179</sup> Weiter müssen die Regressoren *exogen* sein, sonst können die Kurzfristparameter nicht konsistent geschätzt werden. Die Langfristparameter, auf die sich die Untersuchung im wesentlichen konzentriert, werden auch unter Endogenität der Regressoren konsistent sein.<sup>180</sup> Zusätzlich muß gewährleistet sein, daß das

---

<sup>177</sup> Vgl. Pesaran et. al. (1998, Seite 10). Die ML-Funktion kann entweder mit dem Algorithmus von Newton-Raphson oder aber mit dem „Back-Substitution“ Algorithmus berechnet werden, siehe Pesaran et. al. (1998, Seite 7). Zur Anwendung des PMG Verfahrens stellen Pesaran et. al. ein GAUSS Programm zur Verfügung, das unter <http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/jasa.exe> zu finden ist.

<sup>178</sup> Vgl. Pesaran (1998, Seite 5).

<sup>179</sup> Vgl. Pesaran (1998, Seite 3). Dadurch wird die kontemporäre Korrelation vollständig beseitigt, wenn die Steigungsparameter homogen über die Länder sind, die Daten der einzelnen Länder also durch identische Prozesse gebildet werden. Dann werden die Kovarianzen der Residuen zu einem Zeitpunkt ebenfalls für alle Länder den gleichen Wert annehmen und lassen sich einfach bereinigen.

<sup>180</sup> Eine formale Herleitung dieses Ergebnisses findet sich bei Pesaran/Shin (1997). Von den hier untersuchten Variablen könnte insbesondere die Wachstumsrate des BIP pro Kopf endogen sein: Vorstellbar wäre etwa, dass – entgegen den Annahmen der LZH (vgl. Deaton (1999) – das Einkommenswachstum die aggregierten Ersparnis beeinflusst.



geschätzte ARDL-Modell *stabil* ist – dies stellt sicher, daß die Langfristbeziehung, die in der Schätzung bestimmt werden soll, existiert. Besteht eine Langfristbeziehung zwischen den Variablen, dann läßt sich eine Anpassung an das langfristige Gleichgewicht beobachten und  $\phi_i$  weist einen negativen Wert auf.

Für die Schätzung entscheidend ist die Bestimmung der Ordnung des ARDL-Modells, also die Anzahl der verzögerten Variablen, die in die Schätzung einbezogen werden. Hierbei muß abgewogen werden zwischen einer verbesserten Spezifikation und dem Verlust an Freiheitsgraden, den jede zusätzliche verzögerte Variable verursacht. Dabei ist zu beachten, daß für die Schätzung von (6.1) bereits ohne verzögerte Variablen bis zu acht Regressoren bestimmt werden müssen.

In einem ersten Schritt soll deshalb nur ein verzögerter Wert der abhängigen Variablen einbezogen werden, jedoch kein verzögerter Wert der unabhängigen Variablen. Wie im vorherigen Abschnitt dargelegt wurde, zeigt vor allem die Sparquote ein dynamisches Verhalten, das abgebildet werden sollte.

Mit Hilfe des PMG Schätzers soll nun ein ARDL(1,0,...,0) Modell für verschiedene Variablenkombinationen bestimmt werden. Die Ordnung des Modells wird dabei durch die Anzahl der enthaltenen unabhängigen Variablen bestimmt.

Die Ergebnisse finden sich in Tabelle 9. Die Reihenfolge der Spalten entspricht Tabelle 6 und ermöglicht dadurch einen direkten Vergleich der Ergebnisse der beiden Schätzverfahren.

Tabelle 9: Pooled Mean Group Schätzung der Langfristparameter eines ARDL (1,0,...,0)Modells

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Finanz.Saldo	-0,006**	-0,009**	-0,006**	-0,009**	-0,006**	-0,009**	-0,009**	-0,009**	-0,008**
Alenquotient	-1,510**	-1,927**	-1,0655	-1,825**	-2,253**	-1,943**	-1,573**	-2,049**	
Jugendquot.	-0,631**	-0,810**	-0,087	-0,666**	-1,251**	-0,860**	-0,690**	-0,275	
Ek. Wachstum	-0,003**	0,002*	-0,004	-0,002	-0,002	-0,002*	-0,002*	-0,002*	
Realzins	0,002*	0,001	0,004	0,002	0,000	0,001	0,002	0,0005	
Renten./BIP	0,004**	0,001	0,007	0,002	0,005	0,001	0,000	0,0012	
Inflation		0,003**	0,005*	0,004**	0,001	0,003**	0,004**	0,0062	
Anzahlung			0,128*						
Hypo.Kredit				-0,073**					-0,151**
Kons.Kredit					-0,358				0,534**
Kreditkarten						-0,010			
Spread							0,001		

6.4 Heterogenität

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Australien/ Österreich		-/-	-/-	-/-	-/-	-/n.e.	-/-	-/n.e.	-/n.e.
Belgien/ Kanada		-/-	-/+	-/+	-/+	-/+	-/+	-/+	-/-
Finnland/ Frankreich		-/-	-/-	-/-	-/-	n.e./-	-/-	+/-	n.e./-
Deutschl./ Griech.		+/-	+/-	+/n.e.	+/-	+/n.e.	+/-	+/-	+/n.e.
Italien/ Japan		-/+	+/+	+/n.e.	+/+	-/+	+/+	+/+	-/+
Niederlande/ Spanien		-/+	-/-	-/+	+/+	-/n.e.	-/+	-/+	+/n.e.
Großbrit./ USA		-/+	-/+	-/+	-/+	-/+	-/+	-/+	-/n.e.

## 6 Empirische Untersuchung

*Tabelle 10: Schätzung der Langfristparameter eines um serielle Korrelation bereinigten ARDL (1,0,...,0) Modells.*

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Finanz.Saldo		-0,005**	-0,006**	-0,004**	-0,005**	-0,012**	-0,005**	-0,004**	-0,010**
Altquotient		-0,310*	-0,431*	-1,617**	-0,138	-1,349**	-0,310	-0,092	-2,740**
Jugendquotient		0,109	-0,322**	-0,400*	0,254	0,608**	-0,198	0,322*	0,409**
Eink. Wachstum		-0,002*	-0,002*	-0,003**	-0,002	-0,007**	-0,001	0,000	-0,002
Realzins		0,002**	0,002**	-0,0006	0,002**	0,004*	0,001*	0,001*	0,003**
Renten./BIP		0,005**	0,003**	0,005*	0,003	0,007	0,002	0,002	0,012**
Inflation			0,001	-0,001	0,000	0,007**	0,000	0,000	0,005**
Anzahlung				0,086**					
Hypo.Kredit					-0,032				-0,199**
Kons.Kredit						1,113**			0,913**
Kreditkarten							-0,017		
Spread								-0,002*	

Bei der Schätzung des ARDL (1,0,...,0) Modells ergeben sich in einigen Ländern noch seriell korrelierte Störterme. Dies wird durch den Test von Godfrey gemessen. Unter der Nullhypothese „keine serielle Korrelation“ der Störterme ist der Test Chi-quadrat verteilt mit einem Freiheitsgrad. Für ein Signifikanzniveau von 5 Prozent beträgt der kritische Wert 3,841.

Im unteren Teil der Tabelle 9 sind die Ergebnisse dieses Tests für die einzelnen Länder aufgeführt. Dabei bedeutet ein (+), daß die Nullhypothese verworfen wird und damit die Alternativhypothese erfüllt ist. Ein (-) hingegen weist darauf hin, daß die Hypothese einer seriellen Korrelation nicht angenommen werden kann. Auffallend ist außerdem, daß in jeder Schätzung in etwa die gleichen Länder serielle Korrelation in ihren Störtermen aufweisen. Dazu gehören meistens Kanada, Deutschland, Italien, Japan, Spanien und die USA. Für diese Länder scheint das ARDL (1,0,...,0) kein geeignetes Modell zu sein. Um die serielle Korrelation zu eliminieren, wurde in einem zweiten Schritt das Modell von Tabelle 9 nochmals geschätzt, diesmal allerdings unter Ausschluß der Länder, für die im ersten Schritt serielle Korrelation in den Residuen festgestellt werden konnte. Die Ergebnisse dieser Schätzung finden sich in Tabelle 10<sup>181</sup>

---

<sup>181</sup> Da die ökonomische Theorie keine Aussagen über die Anzahl der notwendigen verzögerten Variablen macht, schlagen Pesaran et. al (1998) vor, diese anhand von Informationskriterien wie dem von Akaike oder Schwarz auszuwählen (siehe Verbeek, 2000, Seite 254). Die von diesen Kriterien vorgeschlagenen Modelle wiesen jedoch eine deutlich stärkere serielle Korrelation auf als das hier gewählte ARDL (1,0,...,0). Alle geschätzten Modelle waren stabil, was sich an einem  $\phi_i < 0$  für  $i=1,...,N$  zeigte.

Ein Vergleich der Ergebnisse des PMG Schätzers mit den Resultaten des fixed effect Modells zeigt eine auffallende Ähnlichkeit. Obwohl der fixed effect Schätzer keine Rücksicht auf die kontemporäre Korrelation der Störterme, die Dynamik des Sparens und mögliche Heterogenität nimmt, führt er fast zu identischen Schlußfolgerungen wie der PMG Schätzer – damit ist das sehr viel aufwendigere PMG Verfahren kritisch zu hinterfragen.<sup>182</sup>

Einige Koeffizienten weisen nach beiden Schätzverfahren die Einflußrichtung auf, die nach Tabelle 2<sup>183</sup> zu erwarten war. So zeigt der Finanzierungssaldo einen negativen Einfluß – ein Indiz dafür, daß die Haushalte eine Staatsverschuldung zumindest partiell mit eigener Ersparnis ausgleichen. Einen positiven Einfluß weist hingegen der Zinssatz auf, damit scheint der Substitutionseffekt einer Zinserhöhung den Einkommenseffekt zu überwiegen. Ein ebenfalls positiver Einfluß ist bei der Inflationsrate zu beobachten, was als Indiz für die Existenz von Vorsichtssparen gesehen werden kann<sup>0</sup>. Auch der geschätzte Koeffizient des Altenquotienten zeigt in den meisten Schätzungen ein signifikant negatives Vorzeichen, was der erwarteten Einflußrichtung entspricht.

---

<sup>182</sup> So weist das PMG Verfahren einige ungeklärte Fragen auf, wie etwa die Höhe des small sample bias der durch das Einbeziehen der verzögerten abhängigen Variablen als Regressor entsteht. Ungelöst sind auch die Konsequenzen einer möglichen Heterogenität der Untersuchungseinheiten des Paneldatensatzes, vgl. Pesaran et.al. (1998, Seite 17).

<sup>183</sup> Siehe Seite 40.

Nicht mit Tabelle 2 vereinbaren läßt sich allerdings das Wachstum des Pro-Kopf-BIP, das nach den Schätzungen einen negativen Einfluß auf die Sparquote aufweist. In Tabelle 2 wurde hingegen ein positives Vorzeichen erwartet, weil nach der Lebenszyklushypothese ein Wachstum des Einkommens *über die Generationen hinweg* zu einer steigenden Ersparnis führt. Dieser Effekt entsteht, weil bei generationenübergreifendem Wachstum die Kinder relativ zu ihren Eltern reicher sind – die Kinder werden deshalb mehr Vermögen für ihren Ruhestand akkumulieren als die Eltern im Alter entsparen. Findet das Einkommenswachstum jedoch *innerhalb einer Generation* statt, kann es zu einer sinkenden Ersparnis kommen: Dann nämlich erhöhen sich die Lebensressourcen eines Haushaltes, worauf er mit einer Erhöhung des Konsums reagieren wird.<sup>184</sup> Nach dem Ergebnis der Schätzungen scheint der letztere Effekt zu überwiegen.

Ein unerwartetes Vorzeichen weist auch der Koeffizient der Rentenzahlungen relativ zum BIP auf. Wie aus Tabelle 6 zu sehen ist, zeigen die Rentenzahlungen einen positiven Einfluß auf die aggregierte Sparquote, sobald für eine Reihe von wichtigen Einflußgrößen kontrolliert wird. Damit kann an Hand der vorhandenen Daten die Hypothese eines „crowding out“ der Haushaltersparnis durch die Rentenversicherung nicht bestätigt werden. An diesem Ergebnis ändert sich auch nichts, wenn Maße für Kreditrationierung in die

---

<sup>184</sup> Siehe Deaton (1999, Seite 41).

Analyse einbezogen werden<sup>185</sup> – dies war in einer Studie von Börsch-Supan und Lusardi (2002) der Fall.

Der PMG Schätzer kann ebenfalls keinen negativen Zusammenhang zwischen den Rentenzahlungen und der Sparquote feststellen. Allerdings wird hier der Einfluß des Rentensystems insignifikant, sobald andere Maße für Kreditrationierung als die Anzahlungsquote in die Analyse einbezogen werden.<sup>186</sup> Der Koeffizient wird jedoch positiv und hochsignifikant, sobald sowohl für Kreditrationierung auf dem Markt für Konsumentenkredite *und* auf dem Markt für Hypothekenkredite kontrolliert wird.<sup>187</sup> Zwischen beiden Märkten gibt es vielfältige Unterschiede bezüglich der Rahmenbedingungen, wie Kapitel 5 gezeigt hat. Deshalb erscheint es sinnvoll, die Entwicklung der Kreditrationierung auf beiden Märkten *getrennt* zu messen.<sup>188</sup>

---

<sup>185</sup> Der positive Einfluß der Rentenzahlungen könnte darauf hinweisen, daß die Haushalte ihren Ruhestand vorziehen, je mehr sie an Altersversorgung erhalten. Da damit auch die Zeit ohne eigenes Erwerbseinkommen steigt, sinken die Lebensressourcen, was zu einer erhöhten Ersparnis führen sollte (siehe dazu auch Fußnote 64 und Feldstein (1979)). Fraglich ist jedoch, ob die aktuellen Rentenzahlungen überhaupt geeignet sind, die Ersparnis der jetzt erwerbstätigen Generation zu beeinflussen. Diese sollte sich nämlich in ihren Entscheidungen an den künftigen Leistungen orientieren, nicht an den aktuellen. Damit ließe sich der positive Zusammenhang zwischen den aktuellen Rentenleistungen und der Ersparnis so interpretieren: Bei hohen aktuellen Leistungen der Rentenkassen antizipieren die Haushalte, daß dieses Niveau in Zeiten des demographischen Wandels nicht bis zu ihrem eigenen Renteneintritt beibehalten werden kann und erhöhen deshalb ihre eigene Altersvorsorge.

<sup>186</sup> Siehe Tabelle 10, Spalten 6 bis 8.

<sup>187</sup> Siehe Tabelle 10, Spalte 9.

<sup>188</sup> Siehe auch Abschnitt 5.3.



Die Schätzungen bestätigen dies. So zeigen die Maße für Kreditrationierung auf dem Markt für Hypothekenkredite durchweg einen positiven Einfluß der Rationierung auf die aggregierte Sparquote an. Dies gilt nicht für die Maße der Rationierung auf dem Markt für Konsumentenkredite: Während hier die fixed effect Schätzung einen signifikant negativen Einfluß anzeigt (siehe Tabelle 6, Spalte 6), ergibt sich bei der Schätzung mit dem PMG Verfahren ein anderes Bild. Wird hier die serielle Korrelation durch Ausschluß betroffener Länder eliminiert, wie in Tabelle 10 geschehen, zeigt sich ein positiver Einfluß des Bestandes an Konsumentenkrediten. Eine Lockerung der Rationierung, die sich in einem Anstieg der Konsumentenkredite zeigt, kann damit die aggregierte Ersparnis stimulieren.

Ein ähnliches Vorzeichen wäre damit auch für den Einfluß der Kreditkarten zu erwarten, schließlich ermöglichen Kreditkarten ebenfalls die Aufnahme von Konsumentenkrediten, wenn auch nur in kleinerem Umfang.<sup>189</sup> Für die Kreditkarten findet der PMG-Schätzer jedoch keinen signifikanten Einfluß.<sup>190</sup>

Der Einfluß der Konsumentenkredite bleibt damit unklar – weder das Modell von Jappelli/ Pagano (1994) noch das von Li (2001) deutet auf einen positiven Zusammenhang zwischen einer Lockerung der Rationierung bei Konsumentenkrediten und der Ersparnis hin.

---

<sup>189</sup> Siehe dazu die Ausführungen in Abschnitt 5.3.3.

<sup>190</sup> Zu beachten ist jedoch, daß hier der Beobachtungszeitraum nur die Jahre 1988 bis 2001 umfaßt, die Zahl der Freiheitsgrade damit gering ist.

Ebenfalls widersprüchlich ist die Rolle des Zinsspreads als Maß der Kreditrationierung – in allen Schätzungen zeigt sich ein negativer Einfluß des Spreads auf die aggregierte Ersparnis. In Tabelle 5 war jedoch ein positiver Einfluß erwartet worden. Ein gegenteiliges Ergebnis sollte jedoch nicht als Zeichen gegen den vermuteten Einfluß der Rationierung interpretiert werden. Wie die Diskussion im Abschnitt 5.3.5 gezeigt hat, spiegeln sich in der Höhe des Spreads noch andere Einflüsse wider, die keine Verbindung zur Stärke der Rationierung aufweisen.

## 7 Zusammenfassung

Ziel dieser Studie war es, den Einfluß von Liquiditätsrestriktionen auf die aggregierte Ersparnis zu untersuchen. Hierzu wurden zwei Modelle vorgestellt, die beide grundsätzlich einen positiven Einfluß von Liquiditätsrestriktionen auf die aggregierte Ersparnis vorhersagen<sup>191</sup> – das Modell von Li (2001) zumindest bis zu einer gewissen Stärke der Kreditrationierung auf dem Markt für Hypothekenkredite.

Zentrales Problem einer jeden empirischen Analyse des Einflusses von Liquiditätsrestriktionen ist die Messung der Beschränkungen. Deshalb wurde ein Datensatz konstruiert, der Informationen zur Sparquote des Haushaltssektors und einiger potentieller Determinanten enthält. Im Datensatz sind auch fünf mögliche Maße für Liquiditätsrestriktionen enthalten, nämlich die Anzahlungsquote, die Kreditbestände an Hypothekenkrediten und Konsumentenkrediten, die Anzahl der Kreditkarten und der Zinsspread zwischen Soll- und Habenzinssatz. Wie die Diskussion dieser Maße in Abschnitt 5.3 zeigte, kann keine dieser Variablen – mit Ausnahme der Anzahlungsquote – ohne weitere Analysen als Maß für Kreditrationierung gelten.

---

<sup>191</sup> Im Modell von Li (2001) gilt der positive Einfluß nur bis zu einer bestimmten Stärke der Rationierung, danach kann der Einfluß negativ werden, siehe Abschnitt 3.2. Dieser Effekt war allerdings in keinem der hier untersuchten Länder zu vermuten.

Weitere Aussagen über die Güte der Maße lassen sich treffen, wenn die der Kreditrationierung zugrundeliegenden Ursachen betrachtet werden. Restriktionen auf den Kreditmärkten sind das Ergebnis von Marktunvollkommenheiten, diese schwanken über die Zeit und können zwischen den einzelnen Ländern variieren. Aus einer Analyse der Kreditmärkte lassen sich damit Hinweise über den Verlauf und die Stärke der Marktimperfectionen gewinnen. Dabei zeigt sich, daß sich Unterschiede und Veränderungen der vorgeschlagenen Maße gut mit den Entwicklungen auf den Kreditmärkten erklären lassen – dies kann als *Indiz* dafür gesehen werden, daß die vorgestellten Variablen eine enge Verbindung zum Ausmaß der Kreditrationierung aufweisen. Eine Ausnahme stellt der Zinsspread dar, der vor allem von anderen Einflußfaktoren bestimmt zu sein scheint.

Bei der Schätzung wurde auf die Panelstruktur des Datensatzes Rücksicht genommen. Aufgrund seiner Quer- und Längsschnittdimension eröffnet der Datensatz eine Reihe von Möglichkeiten, bei der Schätzung sind jedoch einige Besonderheiten zu beachten. In Kapitel 6 wurden die kontemporäre Korrelation der Störterme, die Gefahr einer spurious Regression sowie die Heterogenität der Untersuchungseinheiten diskutiert.

Ein fixed effect Modell berücksichtigt weder eine kontemporäre Korrelation der Störterme noch eine mögliche Dynamik, allein Heterogenität wird in Form einer individualspezifischen Konstanten zugelassen. Es zeigte sich jedoch, daß das fixed effect Modell zu ähnlichen Schlüssen kommt wie der deutlich komplexere PMG-Schätzer.

Beide Schätzverfahren ergaben einen negativen Einfluß der Hypothekendarlehen auf die aggregierte Sparquote des Haushaltssektors. Dies entspricht dem von Jappelli/Pagano (1994) und Li (2001) vorhergesagten Einfluß: Eine Lockerung der Liquiditätsrestriktionen auf dem Markt für Hypothekenkredite sollte nach diesen Modellen einen negativen Einfluß auf die aggregierte Sparquote haben. Damit kommt eine Lockerung der Liquiditätsrestriktionen als Grund für den Rückgang der Sparquote des Haushaltssektors in Frage, der während des Untersuchungszeitraumes festgestellt werden konnte. Im Zuge des europäischen Vereinigungsprozesses und besserer technischer Möglichkeiten bei der Kreditvergabe ist eine weitere Lockerung der Restriktionen zu erwarten – Länder mit einem aktuell noch relativ unterentwickelten Kreditmarkt wie zum Beispiel Italien können also mit einem weiteren Absinken der Sparquote rechnen.

Ein widersprüchliches Bild ergibt sich für den Einfluß der Rationierung auf dem Markt für Konsumentenkredite. Während der fixed effect Schätzer einen positiven Einfluß der Rationierung auf die aggregierte Sparquote anzeigt, dreht sich dieser Zusammenhang im PMG-Schätzer, wenn eine um gemeinsame Einflüsse korrigierte dynamische Spezifikation gewählt wird. Der Einfluß der Rationierung ist dann *negativ*. Dieses Ergebnis ist stabil, auch wenn für die Entwicklung auf dem Markt für Hypothekenkredite kontrolliert wird.

Ein negativer Einfluß der Rationierung auf dem Markt für Konsumentenkredite läßt sich weder aus dem Modell von Jappelli/Pagano (1994) noch aus dem Modell von Li (2001) ableiten. Auch die Verwendung von Kreditkarten als Maß für die Kreditrationierung bei

Konsumentenkrediten bringt keine Klarheit: Im PMG-Verfahren wird nur ein insignifikanter Koeffizient geschätzt.

Widersprüchliche Ergebnisse zeigen sich teilweise auch bei den anderen Determinanten der Ersparnis, wie etwa den Rentenzahlungen/BIP. So weist der Koeffizient der Rentenzahlungen in einigen Fällen einen signifikant positiven Einfluß auf, was den Ergebnissen aus der Literatur widerspricht.<sup>192</sup> Ein „crowding out“ der privaten Ersparnis durch die Auszahlungen des Rentensystems läßt sich damit nicht bestätigen.

Für die Unklarheiten dieser Ergebnisse gibt es eine Reihe von Möglichkeiten. Zum einen könnten der Datensatz und die Vorgehensweise bei der Schätzung eine Ursache sein. So weist der Datensatz mit  $T = 22$  Jahren eine Zeitdimension auf, die lang genug ist, um zu einer spurious regression zu führen, gleichzeitig scheint sie aber zu kurz, um das Problem mit einem geeigneten Schätzverfahren lösen zu können. Der Datensatz hat damit eine „kritische“ Größe: Er ist *groß* genug, um zu Problemen zu führen, scheint aber zu *klein*, um Schätzverfahren anwenden zu können, die diese Probleme lösen können.<sup>193</sup>

---

<sup>192</sup> Siehe zum Beispiel Edwards (1995) oder Loayza et.al. (2000).

<sup>193</sup> So dürfte der small sample bias des PMG-Verfahrens mit steigendem  $T$  geringer werden. Auch die Modellierung der kurzfristigen Dynamik sollte sich mit wachsendem  $T$  vereinfachen, siehe dazu Fußnote 181. Trotz dieser Schwierigkeiten wird der PMG-Schätzer in der Literatur häufig bei Datensätzen verwendet, die eine ähnliche Dimension wie der in dieser Studie verwendete Datensatz haben. Siehe zum Beispiel de Serres/Pelgrin (2002), Haque et.al. (1999) und Pesaran et. al. (1998).

Eine Verlängerung der Zeitreihen oder aber eine Vergrößerung der Querschnittsdimension ist jedoch nicht möglich. Wie im Anhang ausgeführt, sind Informationen über mögliche Kenngrößen der Kreditrationierung nur schwer zu finden.

Ein anderer Grund für die Unklarheiten könnte im verwendeten Modell liegen. Sparen ist ein komplexer Prozeß, der nicht von nur äußeren Umständen wie der Existenz und der Funktionsweise von Kreditmärkten, sondern auch von einer Vielzahl von Motiven beeinflusst wird. Zu nennen sind dabei zum Beispiel das Erbschaftsmotiv oder aber das Vorsichtsmotiv.<sup>194</sup> Zwischen den Sparmotiven und äußeren Gegebenheiten kann es vielfältige Interaktionen geben, zum Beispiel zwischen den Liquiditätsrestriktionen und dem Vorsichtsmotiv: Muß ein Haushalt befürchten, daß er in zukünftigen Perioden weniger Kredit aufnehmen kann als er vielleicht benötigen wird, dann kann diese potentiell bindende Liquiditätsrestriktion zu einem Anstieg der Ersparnis führen.<sup>195</sup>

Das Zusammenspiel von Liquiditätsrestriktionen, Unsicherheit und Vorsichtssparen wird in den in dieser Arbeit betrachteten Modellen jedoch völlig ausgeklammert.<sup>196</sup> Damit wird ein wichtiger Aspekt des Einflusses von Liquiditätsrestriktionen auf die Ersparnis ver-

---

<sup>194</sup> Für eine Übersicht zu den verschiedenen Sparmotiven, siehe Browning/Lusardi (1996).

<sup>195</sup> Vgl. Romer (2001, Kapitel 7).

<sup>196</sup> Ebenfalls ausgeblendet wurde in diesem Zusammenhang die Rolle von Versicherungsmärkten, siehe zum Beispiel Guiso, Jappelli und Terlizzese (1992, Anhang 1).

nachlässigt.<sup>197</sup>

Fraglich ist auch, inwieweit die Analyse von aggregierten Daten einen sinnvollen Beitrag zum Verständnis des Sparverhaltens leisten kann. Aggregierte Daten können zwar institutionelle Unterschiede zwischen den Ländern widerspiegeln, erlauben es jedoch kaum, die Vielzahl der individuellen Sparmotive und damit die Komplexität des Sparens an sich abzubilden. Es erscheint deshalb angebracht, die Ergebnisse dieser Arbeit durch Erkenntnisse aus Mikrostudien zu ergänzen.

---

<sup>197</sup> Wie wichtig Vorsichtssparen ist, zeigt der positive Koeffizient der Inflation.



## 8 Literaturverzeichnis

Stand der Online-Quellen: 29.06.2004

Der Zugriff auf die Datenbanken der Deutschen Bundesbank erfolgte zwischen Januar und Mai 2004.

Attanasio, Orazio P. (1999): "Consumption", in: Handbook of Macroeconomics, Band 1B, hrsg. von John B. Taylor und Michael Woodford, Elsevier, Amsterdam u.a.

Bank für Internationalen Zahlungsausgleich (BIZ): „Macroeconomics series“, Datenbank, Zugriff erfolgte über das Großrechnersystem der Deutschen Bundesbank, Frankfurt am Main.

Barro, Robert J. (1974): „Are Government Bonds Net Wealth?“, Journal of Political Economy Band 82 Nr. 6, Seite 1095-1117.

Baxmann, Ulf (2000): "Securitization", in: Lexikon der Volkswirtschaft, 7. Auflage, hrsg. von Friedrich Geigant, Franz Haslinger, Dieter Sobotka und Horst M. Westphal, Verlag Moderne Industrie, Landsberg/Lech.

Beck, Nathaniel und Jonathan N. Katz (1995): „What to do (and not to do) with Time-Series Cross-Section Data“, The American Political Science Review, Band 89 Nr. 3, Seite 634-647.

- Boone, Laurence, Nathalie Girouard und Isabelle Wanner (2001): "Financial Market Liberalisation, Wealth and Consumption", OECD Economics Department Working Paper Nr. 308. OECD, Paris.
- Börsch-Supan, Axel und Annamaria Lusardi (2002): "Saving Viewed from a Cross-National Perspective", Diskussionspapier Nr. 24-2002, Mannheimer Forschungsinstitut Ökonomie und demographischer Wandel.
- Browning, Martin und Annamaria Lusardi (1996): "Household Saving: Micro Theories and Micro Facts", Journal of Economic Literature, Band 34 Nr. 4, Seite 1797-1855.
- Brümmerhoff, Dieter und Heinrich Lützel (2002): „Lexikon der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen“, 3. Auflage, Oldenbourg, München.
- Callen, Tim und Christian Thimann (1997): "Empirical Determinants of Household Saving: Evidence from OECD Countries", International Monetary Fund Working Paper Nr. 97/181, IMF, Washington.
- Casolaro, Luca, Leonardo Gambacorta und Luigi Guiso (2004): "Why is the Italian market for consumer loans so small? Why it differs across regions? Why has it recently grown fast?", unveröffentlichtes Manuskript.
- Chiuri, Maria Concetta und Tullio Jappelli (2000): "Financial Market Imperfections and Home Ownership: A Comparative Study", Centre for Studies in Economics and Finance Working

Paper Nr. 44, Salerno.

Commonwealth Treasury of Australia (2003): "The Role of Financial Liberalisation in the Promotion and Allocation of Domestic Saving in Australia", in: Improving the Allocation of Domestic Saving for Economic Growth, Bericht der 9. APEC Finanzministerkonferenz, Banco de Mexico.

De Serres, Alain und Florian Pelgrin (2002): „The decline in private saving rates in the 1990s in OECD countries: How much can be explained by non-wealth determinants?", OECD Working Paper Nr. (2002)/30, OECD, Paris.

Deaton, Angus (1999): „Saving and Growth", in: The Economics of Saving and Growth, hrsg. von Klaus Schmidt-Hebbel und Luis Servén, Cambridge University Press, Cambridge u.a.

Deutsche Bundesbank: "Bankenstatistik", verschiedene Ausgaben, Deutsche Bundesbank, Frankfurt am Main.

Eckey, Hans-Friedrich, Reinhold Kosfeld und Christian Dreger (2001): "Ökonometrie", 2. Auflage, Gabler, Mainz

Eichwald, Berthold und Helmut Pehle (2000): „Die Kreditarten“, in: Obst/Hintner Geld-, Bank- und Börsenwesen, 40. Auflage, hrsg. von Jürgen von Hagen und Johann Heinrich von Stein, Schäffer-Poeschel, Stuttgart.

Enders, Walter (2004): „Applied Econometric Time Series“, 2. Auflage, Wiley, Chichester u.a.

Engelhardt, Gary V. (1996): „Consumption, Down Payments and

- Liquidity Constraints”, Journal of Money, Credit and Banking, Band 28, Nr. 2, Seite 255-271.
- Entorf, Horst (1997): “Random walks with drifts: Nonsense regression and spurious fixed-effect estimation“, Journal of Econometrics, Band 80, Seite 287-296.
- Europäischer Hypothekenverband: Hypostat. Online-Datenbank, Zugriff erfolgte über die Bibliothek der Deutschen Bundesbank, Frankfurt am Main.
- Europäischer Hypothekenverband: Jahresberichte. verschiedene Ausgaben, Europäischer Hypothekenverband, Brüssel.
- Feldstein, Martin (1979): “The Effect of Social Security on Saving”, NBER Working Paper Nr. 334.
- Franke, Günter (2000): „Kreditgeschäft und Finanzmärkte“, in: Obst/Hintner Geld-, Bank- und Börsenwesen, 40. Auflage, hrsg. von Jürgen von Hagen und Johann Heinrich von Stein, Schäffer-Poeschel, Stuttgart.
- Frenkel, Michael und Klaus-Dieter John (2003): „Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung“, 5. Auflage, Vahlen, München.
- Fry, Maxwell J. (1995): „Money, Interest, and Banking in Economic Development“, 2. Auflage. Johns Hopkins University Press, Baltimore u.a.
- Gersovitz, Mark (1988): “Saving and Development“, in: Handbook of Development Economics, Band I, hrsg. von Hollis B. Chenery und Thirukodikaval N. Srinivasan, Elsevier, Amsterdam.

- Granger, Clive W.J und Paul Newbold (1986): „Forecasting Economic Time Series“, Academic Press, Boston
- Granger, Clive W.J. (2001): „Spurious Regressions in Econometrics“, in: A Companion to Theoretical Econometrics, hrsg. von Badi H. Baltagi, Blackwell Publishers, Mass. u.a.
- Granger, Clive W.J. and Paul Newbold (1974): “Spurious Regression in Econometrics”, Journal of Econometrics Band 2, Seite 111-120.
- Guiso, Luigi und Tullio Jappelli (1991): “Intergenerational transfers and capital market imperfections, Evidence from a cross-section of Italian households”, European Economic Review, Band 35, Seite 103-120.
- Guiso, Luigi, Tullio Jappelli und Daniele Terlizzese (1992): „Why is Italy’s Saving Rate so High?“, Discussion Paper Nr. 167, Banca d’Italia.
- Haque, Nadeem U., Hashem M. Pesaran und Sunil Sharma (1999): “Neglected heterogeneity and Dynamics in Cross-country Savings Regressions”, Cambridge Working Papers in Economics Nr. 9904, <http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/savtext.pdf>.
- Hayashi, Fumio (1985): „Tests for Liquidity Constraints: A Critical Survey“, NBER Working Paper Nr. 1720.
- Hayashi, Fumio (1997): “Understanding Saving”, MIT Press, Cambridge/Mass.

- Hayashi, Fumio, Takatoshi Ito und Joel Slemrod (1988): „Housing Finance Imperfections, Taxation, and Private Saving: A Comparative Simulation Analysis of the United States and Japan” *Journal of the Japanese and International Economies*, Seite 215-238.
- Hellwig, Martin (2000): “Die volkswirtschaftliche Bedeutung des Finanzsystems”, in: Obst/Hintner Geld-, Bank- und Börsenwesen, 40. Auflage, hrsg. von Jürgen von Hagen und Johann Heinrich von Stein, Schäffer-Poeschel, Stuttgart.
- Hempell, Hannah Sabine (2003): “Bank Lending Survey des Euro-systems – Erste Ergebnisse für Deutschland”, in: Droht eine Kreditklemme in Deutschland – was sagen die Daten?, Sonderveröffentlichung der Kreditanstalt für Wiederaufbau (KfW), Frankfurt/Main.
- Honohan, Patrick (1999): „Financial Policies and Saving”, in: *The Economics of Saving and Growth*, hrsg. von Klaus Schmidt-Hebbel und Luis Servén, Cambridge University Press, Cambridge u.a.
- Internationaler Währungsfond: “International Financial Statistics”, Datenbank, Zugriff erfolgte über das Großrechnersystem der Deutschen Bundesbank, Frankfurt am Main.
- Jaffee, Dwight und Betram Renaud (1995): „Securitization in European Mortgage Markets”, Papier wurde präsentiert auf der “First International Real Estate Conference”, Stockholm 1995.

- Jaffee, Dwight und Joseph Stiglitz (1990): „Credit Rationing“, in: Handbook of Monetary Economics, Band 2, hrsg. von B.M. Friedman und F.H. Hahn, Elsevier, Amsterdam u.a.
- Jappelli, Tullio und Marco Pagano (1989): „Consumption and Capital Market Imperfections: An International Comparison“, The American Economic Review, Band 79, Seite 1088-1105.
- Jappelli, Tullio und Marco Pagano (1994): „Saving, Growth, and Liquidity Constraints“, The Quarterly Journal of Economics, Band 109, Seite 83-109.
- Jappelli, Tullio und Marco Pagano (1998): “The Welfare Effects of Liquidity Constraints“, Centre for Studies in Economics and Finance, Working Paper Nr. 13.
- Johnston, Jack und John DiNardo (1997): “Econometric Methods“, 4. Auflage, McGraw-Hill, New York u.a.
- Kaminsky, Graciela Laura und Sergio L. Schmukler (2002): “Short-Run Pain, Long-Run Gain: The Effects of Financial Liberalization“, NBER Working Paper Nr. 9787.
- Kelly, Roger und George Mavrotas (2003): “Savings and Financial Development: Panel Cointegration Evidence from Africa“, Discussion paper Nr. 2003/12, World Institute for Development Economics,  
<http://www.wider.unu.edu/publications/dps/dps2003/dp2003-12.pdf>.
- King, Mervyn A. (1986): “Capital Market ‘Imperfections’ and the

Consumption Function”, *Scandinavian Journal of Economics*, Band 88 Nr. 1, Seite 59-80.

Kohlleppel, Laurenz (1995): „Kreditkarte“, in: *Knapps Enzyklopädisches Lexikon des Geld-, Bank- und Börsenwesens*, hrsg. von Jörg Kramer, Albrecht Dietz und Friedrich Thießen, Knapp, Frankfurt.

Leuschner, Ulrich (1995): „Konsumentenkredit“, in: *Knapps Enzyklopädisches Lexikon des Geld-, Bank- und Börsenwesens*, hrsg. von Jörg Kramer, Albrecht Dietz und Friedrich Thießen, Knapp, Frankfurt.

Li, Xiaowei (2001): „Mortgage Market Development, Savings, and Growth” *International Monetary Fund, Working Paper Nr. 01/36*, IMF, Washington.

Loayza, Norman, Klaus Schmidt-Hebbel und Luis Servén (2000): „What drives Private Savings across the World?“ *The Review of Economics and Statistics*, Band 82 Nr. 2, Seite 165-181.

Masson, Paul R., Tamim Bayoumi und Hossein Samiei (1998): „International Evidence on the Determinants of Saving“, *The World Bank Economic Review*, Band 12, Nr. 3, Seite 483-501.

McKinnon, Ronald I (1973): „Money and Capital in Economic Development“, *The Brookings Institution*, Washington.

Miles, David (1994): „Housing, Financial Markets and the Wider Economy“, *John Wiley & Sons*, Chichester.



- Modigliani, Franco (1986): „Life Cycle, Individual Thrift, and the Wealth of Nations“, The American Economic Review, Band 76, Nr. 3, Seite 297-313.
- Modigliani, Franco (1993): „Recent Declines in the Savings Rate: a Life Cycle Perspective“, in: World Saving, Prosperity and Growth, hrsg. von Mario Baldassarri, Luigi Paganetto und Edmund S. Phelps, St. Martin's Press.
- Modigliani, Franco und Arlie Sterling (1983): „Determinants of Private Saving with Special Reference to the Role of Social Security - Cross-country Tests“, in: The Determinants of National Saving and Wealth, hrsg. von Franco Modigliani und Richard Hemming, Macmillan.
- Muellbauer, John (2003): “The U.K. and the Euro – The Role of Asymmetries in Housing and Credit Market“, <http://www.housingoutlook.co.uk/Papers/JMHMT.pdf>.
- National Statistics: “Annual Abstract of Statistics: United Kingdom“, verschiedene Ausgaben, TSO, London.
- Organisation für Entwicklung und wirtschaftliche Zusammenarbeit (OECD, 2003): „Sources and Methods of the OECD Economic Outlook, Notes to the statistical tables“, [http://www.oecd.org/document/8/0,2340,en\\_2649\\_3457\\_3\\_31533384\\_1\\_1\\_1\\_1,00.html](http://www.oecd.org/document/8/0,2340,en_2649_3457_3_31533384_1_1_1_1,00.html).
- Organisation für Entwicklung und wirtschaftliche Zusammenarbeit (OECD): „Economic Outlook“, verschiedene Ausgaben, OECD.

- Organisation für Entwicklung und wirtschaftliche Zusammenarbeit (OECD): „Economic Outlook: Datenbank“, Zugriff erfolgte über Großrechnersystem der Deutschen Bundesbank, Frankfurt am Main.
- Organisation für Entwicklung und wirtschaftliche Zusammenarbeit (OECD): „National Accounts: Datenbank“, Zugriff erfolgte über Großrechnersystem der Deutschen Bundesbank, Frankfurt am Main.
- Organisation für Entwicklung und wirtschaftliche Zusammenarbeit (OECD, 1998): „20 Years of Social Expenditure – The OECD Database“, <http://www.oecd.org/dataoecd/3/63/2084281.pdf>.
- Pesaran, Hashem M. und Ron Smith (1995): “Estimation long-run relationships from dynamic heterogeneous panels”, *Journal of Econometrics*, Band 68, Seite 79-113.
- Pesaran, Hashem M. und Yongcheol Shin (1997): “An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis”, endgültige Version, <http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/>.
- Pesaran, Hashem M., Yongcheol Shin und Ron Smith (1998). “Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels”, endgültige Version, <http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/jasa.pdf>. Auch erschienen in “*Journal of the American Statistical Association*”, 1999, Band 94, Seite 621-634.
- Pfingsten, Andreas (2000): „Die Kreditvergabe“, in: Obst/Hintner

- Geld-, Bank- und Börsenwesen, 40. Auflage, hrsg. von Jürgen von Hagen und Johann Heinrich von Stein, Schäffer-Poeschel, Stuttgart.
- Polleit, Thorsten (2003): „The Slowdown in German Bank Lending – revisited” in: Droht eine Kreditklemme in Deutschland – was sagen die Daten?, Sonderveröffentlichung der Kreditanstalt für Wiederaufbau (KfW), Frankfurt/Main.
- Pozzi, Lorenzo, Freddy Heylen und Maarten Dossche (2002): „Government Debt and the Excess Sensitivity of Private Consumption to Current Income: An Empirical Analysis for OECD Countries“, Working Paper Nr. 2002/155, Universiteit Ghent. Wird erscheinen in: Economic Inquiry.
- Ritthaler, Mona (2000): „Kreditrationierung“, in: Lexikon der Volkswirtschaft, 7. Auflage, hrsg. von Friedrich Geigant, Franz Haslinger, Dieter Sobotka und Horst M. Westphal, Verlag Moderne Industrie, Landsberg/Lech.
- Rodepeter, Ralf (1999): „Konsum- und Sparentscheidungen im Lebenszyklus“, Dissertation, Universität Mannheim.
- Romer, David (2001): „Advanced Macroeconomics”, 2. Auflage, McGraw-Hill, New York u.a.
- Schmidt-Hebbel, Klaus, Steven B. Webb und Giancarlo Corsetti (1992): „Household Saving in Development Countries: First Cross-Country Evidence“, The World Bank Economic Review, Band 6 Nr. 3, Seite 529-547.

- Sefton, J.A. und J.W. In't Veld (1999): "Consumption and Wealth: An International Comparison", The Manchester School, Band 67 Nr. 4, Seite 525-544.
- Shaw, Edward S. (1973): "Financial Deepening in Economic Development", Oxford University Press, New York.
- Smith, Ron P. und Ana-Maria Fuertes (2004): "Panel Time Series", Manuskript, Birbeck College, London.  
<http://www.econ.bbk.ac.uk/faculty/smith/papers/PTS2004.pdf>
- Stiglitz, Joseph und Andrew Weiss (1981): "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information", American Economic Review, Band 71, Seite 393-409.
- Tsatsaronis, Kostas und Haibin Zhu (2004): „Was bestimmt die Preise für Wohneigentum: Ein Ländervergleich“, Bank für Internationalen Zahlungsausgleich, Quartalsbericht März 2004, Basel.
- Tsionas, Eftymios und Dimitris Christopoulos (2002): "Non-Stationarity in the Consumption-Income Ratio: Further Evidence from Panel and Asymetric Unit Root Tests", Economics Bulletin, Band 3 Nr. 12, Seite 1-5.
- Verbeek, Marno (2000): „A Guide to Modern Econometrics“, Wiley & Sons, Chichester u.a.
- Vereinte Nationen: „The 1993 System of National Account: glossary of Terms“, Vereinte Nationen, New York:  
<http://unstats.un.org/unsd/sna1993/glossary.asp>.

Vereinte Nationen: „The 1993 System of National Accounts: Methodology“, Vereinte Nationen, New York:  
<http://unstats.un.org/unsd/sna1993/toctop.asp>

Vereinte Nationen: „Yearbook of National Accounts Statistics“, verschiedene Ausgaben, Vereinte Nationen, New York.

Verrinder, John (2002): „Sparquoten in Europa“, Statistik kurz gefasst, Thema 2 – 33/2002, Eurostat, Brüssel.

Weltbank (2003): „World Development Indicators“, CD-Rom, Ausgabe 2003, Weltbank, Washington.

Xu, Xianonian (1995): “Precautionary Savings under Liquidity Constraints: A Decomposition”, International Economic Review, Band 36 Nr. 3, Seite 675-690.

## 9 Anhang

### 9.1 Auswahl der Daten und Konstruktion des Datensatzes

Ziel der Datenerhebung war es, eine maximal mögliche Einheitlichkeit, Vergleichbarkeit und Genauigkeit der Daten zu erreichen. Dieses Ziel wurde bei der Auswahl der Länder, des Untersuchungszeitraumes und der Datenquellen verfolgt.

Bei der Auswahl der Daten war zunächst die Datenverfügbarkeit zu prüfen. Hierbei erwiesen sich vor allem vor allem Daten zu den Hypothekenkrediten und den Konsumentenkrediten als Engpaß. Für die meisten Länder begannen die Zeitreihen für diese Variablen im Jahr 1980. Dieses Jahr wurde deshalb als Startjahr gewählt.

Bei der Wahl des Endjahres waren zwei gegenläufige Effekte zu beachten: Einerseits erhöht sich mit der Länge des Schätzzeitraums die Anzahl an Datenpunkten und damit die Menge an Information, andererseits nimmt die Güte dieser Information mit der Länge des Zeitraumes ab. Der Grund dafür ist, daß die Daten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung noch Jahre nach ihrer erstmaligen Veröffentlichung ergänzt und revidiert werden. Je älter die Daten sind, desto höher ist ihre Präzision. Die Daten aus dem Jahr 2001 sollten die größten Revisionen bereits hinter sich haben, deshalb wurde das Jahr 2001 als Endjahr des Beobachtungszeitraumes gewählt.

Auch die Auswahl der Länder richtete sich nach der Verfügbarkeit der Maße für die Liquiditätsrestriktionen: Ein Land wurde dann aufgenommen, wenn Informationen zu mindestens zwei der Maße gefunden werden konnten. Dadurch sollte eine Vergleichbarkeit der Schätzergebnisse sichergestellt werden. Insgesamt konnten so 14 Ländern in den Datensatz aufgenommen werden. Diese sind: Australien, Österreich, Belgien, Kanada, Finnland, Frankreich, Deutschland, Griechenland, Italien, Japan, die Niederlande, Spanien, Großbritannien und die USA.<sup>198</sup>

Bei der Konstruktion des Datensatzes wurden einige Grundsätze verfolgt, welche die Einheitlichkeit und die Vergleichbarkeit der Daten gewährleisten sollten:

*Einheitlichkeit der Quelle:* Definitionen und Erhebungsmethoden können zwischen den Ländern variieren. Um eine maximal mögliche Vergleichbarkeit zu gewährleisten, wurden die Daten aus einer Quelle entnommen, wann immer dies möglich war. Mußten Daten aus verschiedenen Quellen kombiniert werden, so wurde darauf geachtet, daß die Zeitreihen im Übergang einheitlich waren.

*Konsistenzprüfung:* Die erhobenen Daten wurden auf Plausibilität geprüft, offensichtliche Inkonsistenzen wurden bereinigt.

*Frequenz:* Der Paneldatensatz umfaßt Jahresdaten. Viele der Variablen waren nur in dieser Frequenz erhältlich. Eine künstliche Um-

---

<sup>198</sup> Für Österreich, Finnland und Spanien fehlen Informationen über Konsumentenkredite, für Japan Informationen über die down payment ratios, für Griechenland über down payment ratios und Konsumentenkredite.

wandlung der Jahresdaten in Daten einer höheren Frequenz durch Interpolation hätte zwar die Datenmenge gesteigert, nicht aber die in den Daten enthaltene Information. Deshalb wurde darauf verzichtet.

*Ergänzungen:* Insgesamt wurden so für 14 Länder Informationen zu 12 Variablen in einem Zeitraum von 22 Jahren gesucht – nicht in jedem Jahr konnten für alle Länder Daten zu allen Variablen gefunden werden. Um auf die Informationen der anderen Variablen, nicht verzichten zu müssen, wurden die Daten für den fehlenden Zeitraum extrapoliert. Dies war jedoch nur für wenige Länder bei zwei Variablen (Bestand an Hypothekenkrediten und Bestand an Konsumtenkrediten)<sup>199</sup> notwendig und wurde stets gekennzeichnet.<sup>200</sup>

Einige speziellere Probleme der Datenauswahl und der Datenvergleichbarkeit sollen im folgenden für jede Variable getrennt diskutiert werden.

---

<sup>199</sup> Für die Rentenzahlungen relativ zum BIP waren für alle Länder nur Angaben bis 1999 erhältlich. Deshalb wurden für diese Variable alle Zeitreihen verlängert, siehe dazu Abschnitte 6.2 und 9.8, insbesondere Fußnote 151.

<sup>200</sup> Auch in der Literatur behilft man sich mit der Verlängerung von Zeitreihen durch Extrapolation der Wachstumsraten, siehe zum Beispiel Chiuri/Jappelli (2001) für den Fall der Hypothekenkredite.

Im Fall der vorliegenden Studie waren die Ergänzungen angebracht, um ein balanced Panel zu erhalten – dies erforderte die Schätzung der kontempären Korrelation, da hierbei die Kovarianzen zu jedem Zeitpunkt für *alle* Länder geschätzt werden. Außerdem sollte beachtet werden, daß solche Maßnahmen der Datenmanipulation in der Literatur durchaus üblich sind.



## 9.2 Sparquote des Haushaltssektors

Drei Datenbanken mit Informationen zur Ersparnis des Haushaltssektors konnten für eine größere Anzahl von Ländern gefunden werden: Zum einen die Makrodatenbank der Bank für Internationalen Zahlungsausgleich (BIZ)<sup>201</sup>, der National Accounts Datenbank der Organisation für Entwicklung und wirtschaftliche Zusammenarbeit (OECD) und der Economic Outlook Datenbank, die ebenfalls von der OECD gepflegt wird.<sup>202</sup>

Die Datenbanken unterscheiden sich erheblich bezüglich der enthaltenen Länder und der abgedeckten Zeiträume. In der BIZ-Datenbank waren nur für die wenigsten Länder durchgehende Zeitreihen zur Haushaltsersparnis erhältlich, sich überlappende Zeitreihen waren auf Grund von Definitionsunterschieden nicht kombinierbar. In der BIZ-Datenbank fehlt außerdem eine „übergeordnete“ Beschreibung und Definition der Variablen, die BIZ verweist hier stets auf die länderspezifischen Datenquellen.

Diese Schwierigkeiten treten bei den Datenquellen der OECD nicht auf. Bezüglich der Haushaltsersparnis unterscheiden sich die National Accounts Datenbank und der Economic Outlook im wesentlichen in einem Punkt: Für einige Länder werden im Economic Out-

---

<sup>201</sup> BIS Macro-economics series, Zugriff erfolgte, wie bei den anderen Datenbanken auch, über das Großrechnersystem der Deutschen Bundesbank.

<sup>202</sup> Ältere Daten (bis zum Jahr 1997) können in den „Yearbooks of National Accounts“ der Vereinten Nationen gefunden werden.

look Brutto-, für andere hingegen die Nettosparquoten angegeben<sup>203</sup>, während die National Accounts Datenbank nur Informationen zur Nettoersparnis enthält. Die Nettoersparnis ergibt sich aus der Bruttoersparnis unter Abzug der Abschreibungen vom verfügbaren Einkommen. Abschreibungen können im Haushaltssektor durch die Nutzung von Immobilien und auf Investitionen von sogenannten „unincorporated enterprises“, also Einzelunternehmen und Personengesellschaften, entstehen.<sup>204</sup>

Damit gewährleistet die National Account Datenbank eine höhere Vergleichbarkeit der Daten, allerdings sind in dieser Datenbank weniger Länder für einen kleineren Zeitraum enthalten als in der Economic Outlook Datenbank. Um die Sparquote über den ganzen Beobachtungszeitraum zu messen, müßten Zeitreihen verschiedener Datenquellen kombiniert werden, was in einigen Ländern zu Inkonsistenzen führen würde.

---

<sup>203</sup> Dazu gehören Belgien, Italien, Spanien und Großbritannien. Des weiteren wird für Finnland, Frankreich und Japan allein die Sparquote der Haushalte ausgewiesen, in den anderen Ländern wird auch die Ersparnis der privaten Organisationen ohne Erwerbscharakter mit in die Sparquote des Haushaltssektors eingerechnet. Siehe Tabelle 24 des Economic Outlook, Ausgabe 2003/1 (Juni).

<sup>204</sup> Vgl. Glossar des Systems of National Account (1993) der Vereinten Nationen. Welche Unternehmensarten in den Haushaltssektor einbezogen werden, darauf wird in Abschnitt 9.2.1 näher eingegangen.

Deshalb wurden die Daten einheitlich der OECD Economic Outlook Datenbank entnommen.<sup>205</sup>

Die OECD-Definition der Ersparnis des Haushaltssektors lautet wie folgt:

*“Household saving is defined as household disposable income less consumption. Household income consists primarily of the compensation of employees, self-employment income, and transfers. Property and other income - essentially dividends and interest - are evaluated in the light of business income and debt interest flows. The sum of these elements is adjusted for direct taxes and transfers paid to give household disposable income. The latter is then split between household consumption and saving.”*<sup>206</sup>

Die Ersparnis ergibt sich damit aus dem verfügbaren Einkommen abzüglich des Konsums. Die Sparquote errechnet sich aus der Ersparnis dividiert durch das verfügbare Einkommen.

Während des Beobachtungszeitraumes kam es zu einer Umstellung des Systems der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR)<sup>207</sup>. Deshalb kann es in manchen Ländern zu einem Bruch in der Zeitreihe kommen. Brüche könnten in Österreich (1995), Finnland

---

<sup>205</sup> Eine Kombination mehrerer Quellen war so nur für Griechenland notwendig, wo die Daten bis 1989 aus dem Economic Outlook (Heft Nr. 50) stammen. Diese Zeitreihe wurde mit den Daten der BIZ und den National Accounts-Daten der OECD fortgeführt, wobei 1995 im Übergang von der BIZ-Zeitreihe zur National Accounts-Zeitreihe ein Strukturbruch auftrat, der korrigiert wurde.

<sup>206</sup> Vgl. Sources and Methods of the OECD Economic Outlook, Notes to the statistical tables, table 24.

<sup>207</sup> Das „System of National Accounts“ (SNA) der UN von 1968 wurde 1993 erneuert. Dem folgte das „European System of National Accounts“ (ESA) der Europäischen Union. 1995 kam es zur Umstellung des ESA 79 auf das ESA 95. Mit ESA 95 wurden die Vorgaben des SNA 93 auf europäischer Ebene umgesetzt.

(1999), Italien (1982) und Japan (1990) auftreten. In allen anderen Ländern wurden die Zeitreihen von den jeweiligen nationalen Institutionen auf Basis der aktuell gültigen Definition bis zum Beginn des Untersuchungszeitraumes zurückgerechnet.<sup>208</sup>

Da die Umstellung der VGR sowohl die Ersparnis als auch das verfügbare Einkommen betrifft, sollte der Gesamteffekt auf die Sparquote gering sein. Ein Blick auf Abbildung 3 in Kapitel 4 bestätigt dies: In den betroffenen Ländern sind am Umstellungsdatum keine Brüche festzustellen.

In den folgenden Abschnitten werden weitere Schwierigkeiten erklärt, die bei einem Ländervergleich der Sparquoten auftreten können.

### **9.2.1 Behandlung von Kleinunternehmen**

Mit dem Systemwechsel in der VGR erfolgte eine Neuordnung der Sektoren. Nach der neuen Definition gehören nun auch die sogenannten „unincorporated enterprises“ zum Haushaltssektor. Das sind Einzelunternehmen und Personengesellschaften ohne eigene Rechtspersönlichkeit, wie zum Beispiel selbständige Landwirte, freiberuflich Tätige, Händler oder Gastwirte.<sup>209</sup>

---

<sup>208</sup> Vgl. Sources and Methods of the OECD Economic Outlook, notes to the statistical tables, individual country notes.

<sup>209</sup> Vgl. Frenkel/John (2003, Seite 67).

Vor dem Systemwechsel wurden diese zum Unternehmenssektor gezählt, bei der Neukonzeption der Sektoren ging man jedoch davon aus, daß sich in diesen Fällen bei der statistischen Erfassung die unternehmerische Aktivität nicht hinreichend genau von der privaten Lebensführung trennen läßt.<sup>210</sup>

Die neue Sektorenabgrenzung erschwert allerdings den Vergleich der Sparquote zwischen den Ländern, da der Anteil von Kleinunternehmen in den einzelnen Ländern stark schwankt. So weisen die südeuropäischen Länder einen deutlich höheren Anteil an Kleinunternehmen auf als die Länder in Nordeuropa. Da es per Definition bei Unternehmen keine Konsumausgaben gibt, fließen die Einnahmen dieser Kleinunternehmen voll in die Ersparnis ein. Es ist deshalb möglich, daß die Länder Südeuropas allein auf Grund der geänderten Sektorenabgrenzung eine höhere Sparquote aufweisen.<sup>211</sup>

### 9.2.2 Behandlung von Pensionen

Die Vorsorge für das Alter ist einer der wichtigsten Spargründe, und die Beiträge für die Altersversorgung können eine der wichtigsten Komponenten der Ersparnis der privaten Haushalte sein. Im folgenden soll deshalb gezeigt werden, wie die verschiedenen Rentensysteme im System der VGR behandelt werden.

---

<sup>210</sup> Vgl. Frenkel/John (2003, Seite 67).

<sup>211</sup> Vgl. Verrinder (2002). In manchen Ländern zählen auch die privaten Organisationen ohne Erwerbszweck zum Haushaltssektor, was einen Vergleich zusätzlich erschwert. Siehe Fußnote 203.

Nach den neuen Richtlinien des SNA 93 bzw. des ESA 95 werden Beiträge zu allen Rentenversicherungssystemen, ob kapitalgedeckt (funded schemes) oder durch ein Umlageverfahren (unfunded schemes) finanziert, als ersparnisreduzierende Ausgabe gebucht, Bezüge aus dem Rentensystem hingegen werden wie eine ersparniserhöhende Einnahme behandelt.<sup>212</sup>

Allerdings gehört das Vermögen der Pensionskassen per Definition zum Haushaltssektor, weil es die Haushalte sind, die durch ihre Zahlungen einen festen Anspruch auf die Deckungsrücklagen erworben haben. Von vielen Haushalten werden die Leistungen der Pensionskassen aber als laufende Transferzahlungen gesehen und nicht als Rückzahlung von Ansprüchen, die sie bereits früher erworben haben. Deshalb werden die Beiträge und Leistungen zu Pensionskassen nach der neuen Definition zum verfügbaren Einkommen gerechnet.<sup>213</sup>

In der Finanzierungsrechnung werden die Reserven der Pensionskassen jedoch weiterhin zum Haushaltssektor gezählt. Deshalb muß sichergestellt werden, daß die Differenz zwischen den Beiträgen für die Pensionskassen und den Bezügen von den Pensionskassen keinen Einfluß auf die Ersparnis hat – sonst würde der Finanzierungssaldo, der sich aus dem Sachvermögensbildungskonto ergibt, nicht

---

<sup>212</sup> Vgl. Verrinder (2002).

<sup>213</sup> Vgl. Vereinte Nationen: „The 1993 System of National Accounts: Methodology“, Paragraph 9.14ff.

mit dem der Finanzierungsrechnung übereinstimmen.<sup>214</sup> Um die Ersparnis wieder in Einklang mit der in der Finanzierungsrechnung gültigen Definition zu bringen, werden die Pensionsbeiträge zur Ersparnis zurückaddiert und die Leistungen der Pensionskassen wieder abgezogen.

Aus den neuen Regeln ergeben sich folgende Beziehungen:<sup>215</sup>

Verfügbares Einkommen (neu) = verfügbares Einkommen (alt) +  
Leistungen aus Pensionskassen – Beiträge zu Pensionskassen

und

Ersparnis

= verfügbares Einkommen (neu) + Beiträge – Bezüge – Konsum

= verfügbares Einkommen (alt) – Konsum

Damit bleibt die Ersparnis unverändert. Die Veränderung der Deckungsrücklagen wird auch als „Zunahme betrieblicher Versor-

---

<sup>214</sup> Die Finanzierungsrechnung des Haushaltssektors gibt Auskunft über die Entwicklung der Forderungen und Verbindlichkeiten (also des Nettogeldvermögens) der Haushalte. Zu diesen Forderungen zählen auch die Deckungsrücklagen der Pensionskassen. Das Sachvermögensbildungskonto zeigt, wie die Bruttoinvestitionen und der Nettozugang an nichtproduzierten Vermögensgütern finanziert werden, nämlich durch die Reinvermögensänderung auf Grund von Sparen und Vermögenstransfers, Abschreibungen und einem negativen Finanzierungssaldo. Der Finanzierungssaldo ist gleich der Summe aus Sparen und Vermögenstransfers (netto) abzüglich Nettoinvestitionen und Nettozugang an nichtproduzierten Vermögenswerten. Dies entspricht der Differenz zwischen der Veränderung der Forderungen und der Verbindlichkeiten, die in der Finanzierungsrechnung ermittelt werden. Vgl. Brümmerhoff (2002, Seite 47f.).

<sup>215</sup> Vgl. Sources and Methods of the OECD Economic Outlook, Notes to the statistical tables, table 24.

gungsansprüche“ (change in net equity of households in pension funds) bezeichnet.<sup>216</sup>

Ein Vergleich der Sparquoten über die Länder ist damit nur möglich, wenn in allen Ländern die gleiche Definition des verfügbaren Einkommens verwendet wird. Gegenwärtig folgen Deutschland, Großbritannien, Japan, die Niederlande, Finnland, Belgien, Italien und Spanien den neuen Regeln und weisen die Zunahme betrieblicher Versorgungsansprüche aus. Der Rest der in dieser Studie untersuchten Länder, nämlich die USA, Kanada, Australien, Griechenland, Frankreich und Österreich folgen dagegen der alten Definition des verfügbaren Einkommens.<sup>217</sup>

Aufgrund der unterschiedlichen Behandlung von Pensionsleistungen und –beiträgen sind die Sparquoten dieser Länder deshalb nur eingeschränkt vergleichbar.<sup>218</sup>

Neben der Behandlung der Pensionen und der Kleinunternehmen gibt es noch eine Reihe von anderen konzeptionellen Unklarheiten, welche die Ländervergleiche der Sparquote der Haushalte erschweren. Dazu zählt etwa, daß nichtrealisierte Gewinne nicht berücksichtigt werden, oder die Frage, wie Käufe von dauerhaften Konsumgü-

---

<sup>216</sup> Siehe dazu Brümmerhoff/Lützel (2002, Seite 490f.).

<sup>217</sup> Vgl. Sources and Methods of the OECD Economic Outlook, Notes to the statistical tables, table 24

<sup>218</sup> Die Vergleichbarkeit hängt vom Anteil der Zunahme der betrieblichen Versorgungsansprüche am verfügbaren Einkommen ab. Wie Verrinder (2002) berichtet, kann dieser Anteil sehr gering sein; Im Zeitraum zwischen 1995 und 2000 schwankte dieser Anteil in Österreich zwischen 0,1 und 0,5 Prozent, in Frankreich lag er sogar bei 0 Prozent.



tern zu bewerten sind. Eine Übersicht findet sich bei Verrinder (2002) oder de Serres/Pelgrin (2002).

Die folgenden Abschnitte dokumentieren zunächst die Datenquellen der unabhängigen Variablen.

### **9.3 Finanzierungssaldo/BIP**

Der Finanzierungssaldo ist die Differenz zwischen den Einnahmen und Ausgaben des Staates. Der Finanzierungssaldo beinhaltet auch die Staatsinvestitionen, die Ersparnis des Staates ergibt sich damit aus dem Finanzierungssaldo zuzüglich der Investitionen.

Unter „Staat“ wird hier die sogenannte „General Government“ verstanden. Unter diesen Begriff fallen in Deutschland im wesentlichen Bund, Länder, Gemeinden und die Sozialversicherungssysteme.<sup>219</sup>

Daten von 1980 bis 1993 wurden von Paul Masson ([paul.masson@rotman.utoronto.ca](mailto:paul.masson@rotman.utoronto.ca)) zur Verfügung gestellt und auch in der Studie von Tamim Bayoumi, Paul R. Masson und Hossein Samiei (1998): „International Evidence on the Determinants of Saving“, The World Bank Economic Review, Band 12, Nr. 3, Seite 483-501, verwendet.

Die fehlenden Daten von 1994 bis 2001 wurden für alle Länder aus der International Financial Statistics Datenbank des Internationalen Währungsfonds entnommen (Zeile 80g (General government finan-

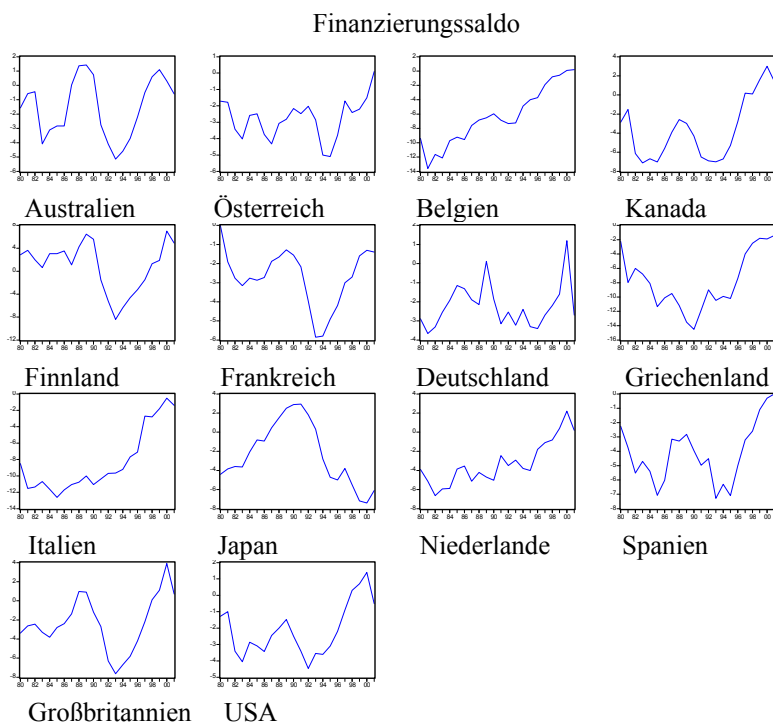
---

<sup>219</sup> Vgl. Brümmerhoff/Lützel (2002, Seite 380).

cial balance as percentage of GDP). In Ländern, in denen es keine Unterteilung zwischen General government und der central government gibt, wurde Zeile 80 (Central government financial balance as percentage of GDP) verwendet).

Ausnahmen: Die Daten für Australien und Griechenland stammen aus dem OECD Economic Outlook, 2003/1 (General government financial balance as percentage of nominal GDP).

Abbildung 10: Entwicklung des Finanzierungssaldo des Staates



Wie die Abbildung zeigt, weisen Italien, Belgien, Griechenland, Spanien und die Niederlande einen deutlichen Rückgang ihres Finanzierungsdefizits auf, woran sich die Wirkung der Maastricht-Kriterien ablesen läßt.

### 9.4 Realer Zinssatz

Der reale Zinssatz bezieht sich auf den realen kurzfristigen Zinssatz. Er wurde aus dem kurzfristigen Nominalzinssatz abzüglich der Inflationsrate (gemessen durch die prozentuale Änderung des Consumer Price Index (CPI)) gebildet.

Daten von 1980 bis 1993 wurden von Paul Masson ([paul.masson@rotman.utoronto.ca](mailto:paul.masson@rotman.utoronto.ca)) zur Verfügung gestellt und auch in der Studie von Tamim Bayoumi, Paul R. Masson und Hossein Samiei (1998): „International Evidence on the Determinants of Saving“, The World Bank Economic Review, Band 12, Nr. 3, Seite 483-501, verwendet.

Für die Daten ab 1994 wurde der kurzfristige Zinssatz der Datenbank OECD Economic Outlook entnommen.<sup>220</sup> Die Änderungsrate des CPI stammt von der CD „World Development Indicators“ der Weltbank, Ausgabe 2003.

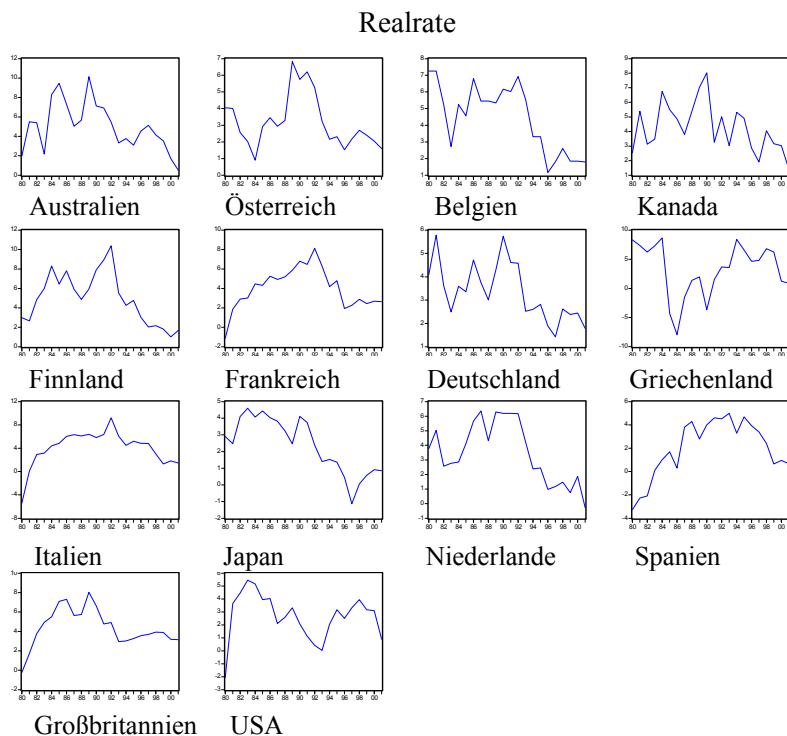
Bei den realen Zinssätzen läßt sich innerhalb der neunziger Jahre ein fallender Trend beobachten. Dies kann Folge der weltweit gesunkenen Inflationsrate sein (siehe Abschnitt 9.9), gleichzeitig kam es in

---

<sup>220</sup> Zugriff erfolgte über das System der Deutschen Bundesbank.

Europa zu einer Konvergenz der Zinssätze aufgrund der Europäischen Wirtschafts- und Währungsunion.

Abbildung 11: Entwicklung des realen Zinssatzes



## 9.5 Alten- und Jugendquotient

Der Altenquotient ist definiert als das Verhältnis der über 64jährigen zu der Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter. Der Jugendquotient

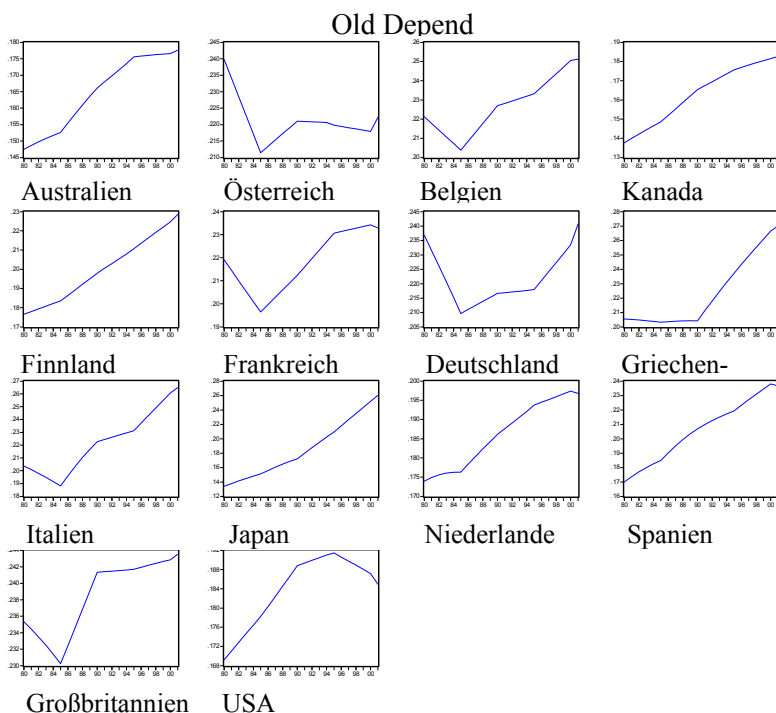
gibt das Verhältnis der unter 19jährigen zur Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter an.

Der Altenquotient wurde gebildet aus dem Anteil der über 64jährigen an der Gesamtbevölkerung dividiert durch den Anteil der Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter. Entsprechend wurde der Jugendquotient aus dem Anteil der unter 19jährigen an der Gesamtbevölkerung, dividiert durch den Anteil der Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter, errechnet. Alle Daten stammen von der CD „World Development Indicators“, Weltbank (2003).

In vielen Ländern ist Mitte der achtziger Jahre der „Pillenknick“ sichtbar, der fast exakt 25 Jahre vorher eintrat. Dieser war gekennzeichnet durch eine historische Abfolge von einer hohen Geburtenrate („Babyboomer“) und einem dramatischen Geburtenrückgang, verursacht durch die Einführung der Anti-Baby-Pille.

Mitte der achtziger Jahre gingen nun die Babyboomer sukzessive in Ruhestand, während die Kinder, die nach dem Pillenknick geboren wurden, ins Erwerbsleben eintraten. Dies zeigt sich in einem steigenden Altenquotienten.

Abbildung 12: Entwicklung des Altenquotienten in den untersuchten Ländern



## 9.6 Anzahl der Visa-Kreditkarten pro Einwohner

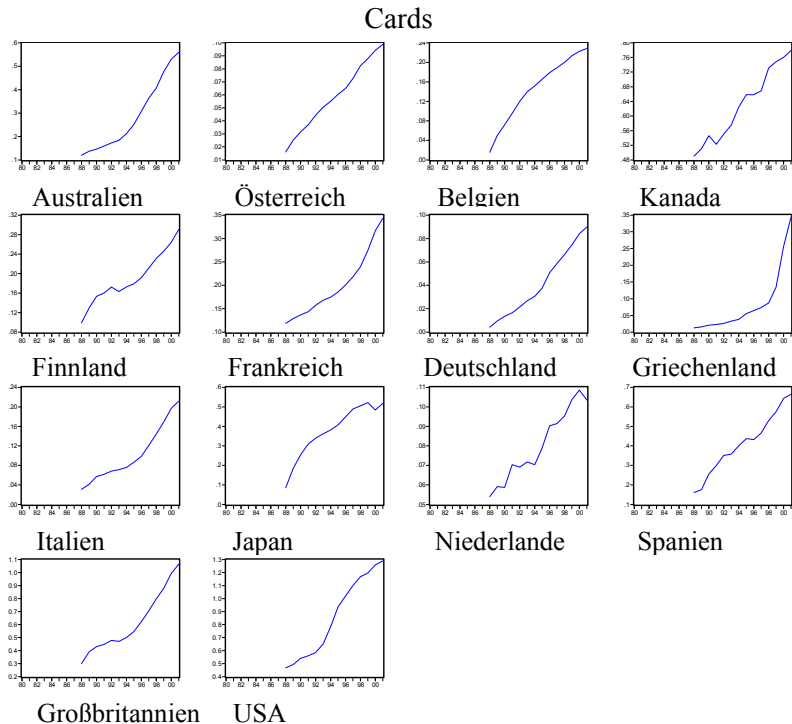
Daten stammen von Lorenzo Pozzi und wurden auch in der Arbeit von Lorenzo Pozzi, Freddy Heylen und Maarten Dossche (2002): „Government Debt and the Excess Sensitivity of Private Consumption to Current Income: An Empirical Analysis for OECD Countries“, Working Paper Nr. 2002/155, Universiteit Ghent (wird er-

## 9.6 Anzahl der Visa-Kreditkarten pro Einwohner

scheinen in: Economic Inquiry) verwendet. Die Bevölkerungszahlen stammen von der CD „World Development Indicators“, Weltbank (2003).

Folgende Abbildungen zeigen den Verlauf der VISA Kreditkarten:

*Abbildung 13: Entwicklung der Anzahl der VISA Kreditkarten pro Einwohner*



## **9.7 Differenz zwischen Soll- und Habenzinssatz**

Die Daten stammen von der CD „World Development Indicators“, Weltbank (2003) und geben die Differenz zwischen dem Sollzinssatz und dem Habenzinssatz für Spar-, Termin-, oder Sichteinlagen an. Da der Sollzinssatz mit der Bonität der Kunden variieren kann, wurde er in allen Ländern für Kunden mit sehr guter Bonität (prime customers) berechnet.

Für manche Länder fehlen einzelne Werte. In diesen Fällen wurde der Zinsspread als konstant zum Vorjahr bzw. dem nachfolgenden Jahr gesetzt und ergänzt. Diese Ergänzungen mußten für die Jahre 1980 und 1988 in Belgien vorgenommen werden. Die Werte für Großbritannien wurden von 1999 bis 2001 auf dem Niveau von 1998 festgeschrieben.

Die Werte der USA wurden aus der Differenz der Zeilen 60p (Sollzinssatz für Vorzugskunden) und 60lc (Verzinsung für Einlagenzertifikate [certificate of deposits] aus der International Financial Statistics (IFS) Datenbank des Internationalen Währungsfonds errechnet.<sup>221</sup>

Für eine Darstellung der Entwicklung des Zinsspreads siehe Abbildung 9.

---

<sup>221</sup> Zugriff erfolgte über das Großrechnersystem der Deutschen Bundesbank.



## 9.8 Rentenzahlungen/BIP

Daten von 1980 bis 1998<sup>222</sup> stammen aus der Social Expenditure Datenbank der OECD (SOCX) und beziehen sich auf alle Renten- und Pensionszahlungen, die unter öffentlicher oder privater Regie ausgegeben werden. Dazu zählen auch Auszahlungen an Frührentner, sofern ihre Finanzierung nicht aus Arbeitsmarktprogrammen erfolgte.<sup>223</sup>

Renten- und Pensionszahlungen aus öffentlicher Hand umfassen alle Zahlungen, die von staatlichen Institutionen erbracht werden. Nach der „General Government“ Definition (siehe Abschnitt 9.3) gehören dazu neben den gesetzlichen Sozialversicherungssystemen auch alle Gebietskörperschaften. Wie die OECD schreibt, ist die Erfassung der auf den unteren staatlichen Ebenen ausgeschütteten Zahlungen von schlechter Qualität, die OECD geht deshalb davon aus, daß die Zahlungen in Ländern wie Kanada, USA, Japan und Australien in Wirklichkeit höher sind als in der SOCX Datenbank ausgewiesen.<sup>224</sup>

Weiter werden unter den Rentenzahlungen von privaten Institutionen nur die erfaßt, welche aus Programmen ausgezahlt wurden, zu deren Beitritt eine gesetzliche Verpflichtung besteht (mandatory social expenditure).<sup>225</sup>

---

<sup>222</sup> Für Australien, Kanada und die USA waren auch Werte für 1999 erhältlich. Für Österreich wurden die Werte 1981 bis 1984 sowie von 1986 bis 1989 linear interpoliert.

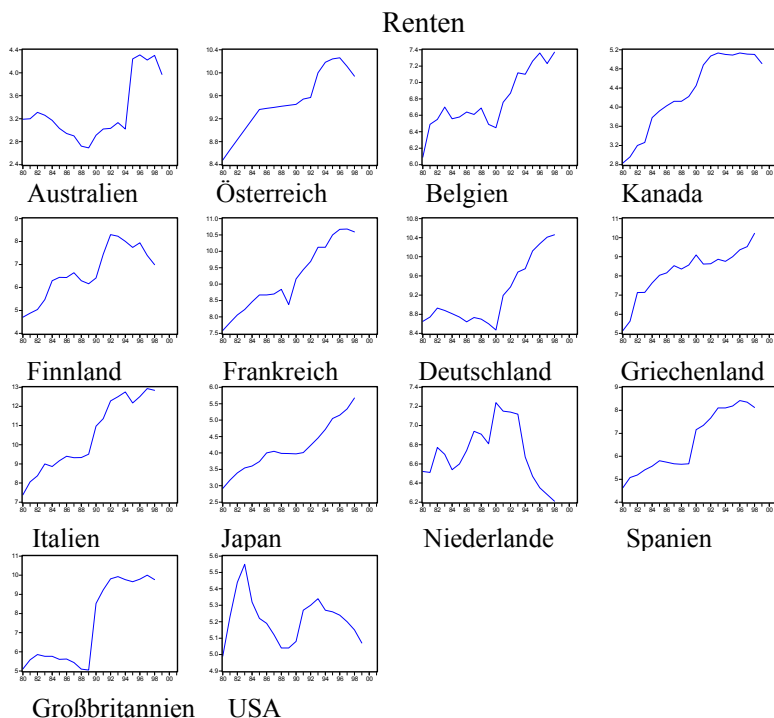
<sup>223</sup> „20 Years of Social Expenditure – The OECD Database“ (1998, Seite 30).

<sup>224</sup> Vgl. OECD (1998, Seite 11).

<sup>225</sup> Vgl. OECD (1998, Seite 10).

Die folgende Abbildung zeigt den Verlauf der Rentenzahlungen relativ zum BIP:

Abbildung 14: Entwicklung der Rentenzahlungen/BIP



Deutlich sichtbar ist der steigende Verlauf der Rentenzahlungen – Ausnahmen sind die USA und die Niederlande, dort sind die Zahlungen relativ zum BIP gefallen. Auch die ersten Erfolge von Reformen der Rentenversicherungssysteme sind sichtbar: In den letzten Jahren des Beobachtungszeitraumes läßt sich in vielen Ländern

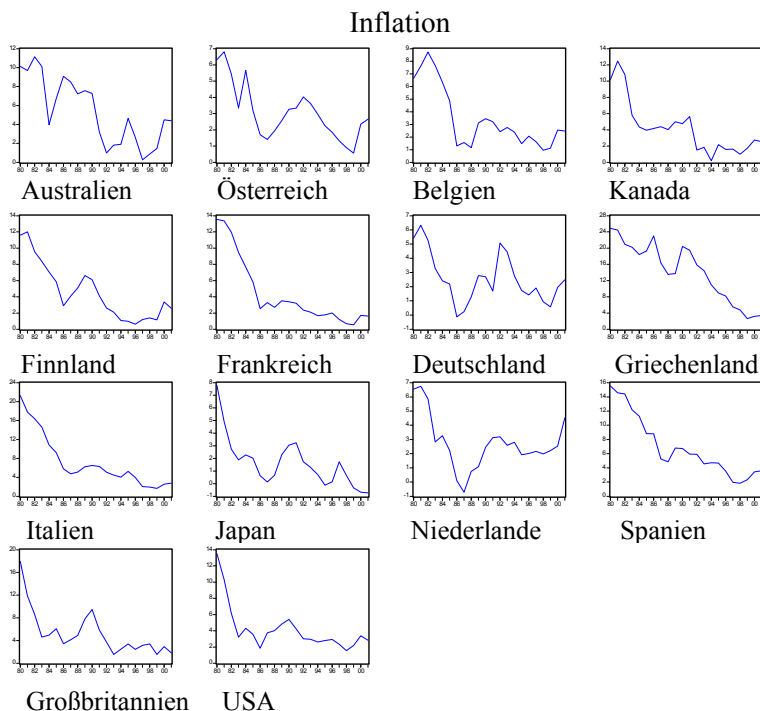
ein leichter Rückgang der Zahlungen feststellen.

Für den Großteil der in Kapitel 6 durchgeführten Berechnungen wurden die Zeitreihen mit der durchschnittlichen Wachstumsrate in den letzten drei Jahren vor Ende der Zeitreihe verlängert. Siehe dazu auch Abschnitt 6.2.

## **9.9 Inflationsrate**

Die Inflationsrate wurde als Änderungsrate des Consumer Price Index (CPI) gemessen. Die Daten stammen von der CD „World Economic Indicators“, Weltbank (2003). Weltweit läßt sich ein Rückgang der Inflationsraten feststellen, außerdem zeigt sich eine Konvergenz auf einem niedrigen Niveau:

Abbildung 15: Entwicklung der Inflationsrate



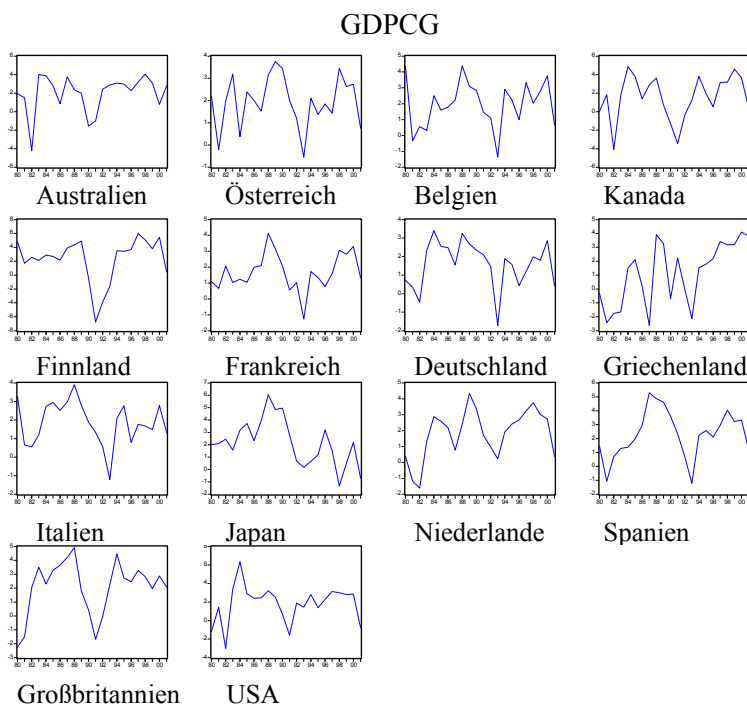
## 9.10 Wachstumsrate des Bruttoinlandprodukts pro Kopf

Die Daten stammen von der CD „World Economic Indicators“, Weltbank (2003).

Auffallend ist ein Einbruch der Wachstumsraten im Jahr 1993, verursacht durch eine weltweite Rezession.

## 9.11 Konsumentenkredite/BIP

Abbildung 16: Entwicklung der Wachstumsrate des Bruttoinlandsprodukts pro Kopf



## 9.11 Konsumentenkredite/BIP

Konsumentenkredite:

Die Daten der Mitgliedsländer des Euro-Währungsgebietes wurden mit den amtlichen Wechselkursen in Euro umgewandelt, die Zeitreihen der anderen Länder wurden in ihrer aktuellen Landeswährung belassen. Angaben beziehen sich auf den Bestand an noch nicht

getilgten Konsumentenkrediten zum Jahresende.

**Australien:** Werte von 1980 bis 2001 stammen aus der BIZ Datenbank „BIS Macroeconomic series“ (Kennung: BIS:M:CREB:AU:01).

**Belgien:** Werte von 1980 bis 1998 stammen aus der BIZ Datenbank „BIS Macroeconomic series“ (Kennung: BIS:Q:CREA:BE:9A). Werte von 1999 bis 2001 berechnet durch Fortschreibung der durchschnittlichen Wachstumsrate zwischen 1994 und 1998. Strukturbruch bereinigt im Jahr 1992 durch Fortschreibung der Veränderungsraten.

**Kanada:** Werte von 1980 bis 2001 stammen aus BIZ Datenbank „BIS Macro-economic series“ (Kennung: BIS:M:GCVA:CA:55)

**Deutschland:** Werte von 1980 bis 2001 stammen aus BIZ Datenbank „BIS Macroeconomic series“ (Kennung: BIS:Q:CREA:DE:03). Daten entsprechen der Bankenstatistik der Deutschen Bundesbank, Tabelle 7, Spalte 17: Ratenkredite ohne Wohnungsbau- und Hypothekarkredite an wirtschaftlich unselbständige und Privatpersonen.

**Finnland:** Werte von 1986 bis 2001 stammen aus BIZ Datenbank „BIS Macroeconomic series“ (Kennung: BIS:M:CREA:FI:91). Werte von 1980 bis 1985 errechnet aus der durchschnittlichen Wachstumsrate zwischen 1986 und 1988.

**Großbritannien:** Werte von 1980 bis 2001 wurden dem statistischen Jahrbuch „Annual Abstract of Statistics“, herausgegeben von National Statistics, verschiedene Ausgaben entnommen. Kennung: VZRD.

**Italien:** Werte von 1984 bis 1993 stammen aus der BIZ Datenbank „BIS Macroeconomic series“ (Kennung: BIS:M:CQUA:IT:92). Die Werte von 1980 bis 1983 wurden aus der durchschnittlichen Wachstumsrate zwischen 1984 und 1987 berechnet. Der Wert des Jahres 2000 wurde nach Angaben von Casolaro et. al. (2004) berechnet. Aus diesen Berechnungen wurden die Werte zwischen 1993 und 2000 interpoliert, der Wert von 2001 extrapoliert.

**Japan:** Werte von 1980 bis 2001 stammen aus BIZ Datenbank „BIS Macroeconomic series“ (Kennung:BIS:Q:GDBA:JP:15).

**Frankreich:** Werte von 1980 bis 1997 stammen aus der BIZ Datenbank „BIS Macroeconomic series“ (Kennung:BIS:Q:CQUA:FR:92). Der Wert von 2000 wurde aus Angaben in Casolaro et. al. (2004) errechnet. Aus diesem errechneten Wert wurden die Angaben von 1998 bis 2000 interpoliert, der Wert von 2001 wurde extrapoliert.

**Niederlande:** Werte von 1980 bis 1998 stammen aus der BIZ Datenbank „BIZ Macroeconomic series“ (Kennung: BIS:M:CREA:NL:91). Werte von 1998 bis 2001 wurden aus der durchschnittlichen Wachstumsrate zwischen 1994 und 1998 errechnet.

**USA:** Werte von 1980 bis 2001 stammen aus BIZ Datenbank „BIS Macroeconomic series“ (Kennung: BIS:M:TNBA:US:02).

Die Daten für das Bruttoinlandsprodukt wurden von der CD „World Development Indicators“, Weltbank, 2003, entnommen.

## 9.12 Hypothekenkredite/BIP

Die Daten für das Bruttoinlandsprodukt wurden von der CD „World Development Indicators“, Weltbank, 2003, entnommen.

Bestand an noch nicht getilgten Hypothekenkrediten zum Jahresende:

Allgemeine Bemerkungen: Alle Angaben wurden in die aktuelle Landeswährung umgerechnet, für einige Länder (Frankreich, Deutschland, Finnland, Griechenland, Österreich und die Niederlande) sind neben den Hypothekendarlehen auch andere Wohnungsbaukredite enthalten.

**Australien:** Werte von 1980 bis 2001 stammen aus BIZ Datenbank „BIS Macroeconomic series“ (Kennung: BIS:M:CRBB:AU:01).

**Belgien:** Werte von 1980 bis 1998 aus BIZ Datenbank „BIS Macroeconomic series“ (Kennung: BIS:A:CRBA:BE:9A). Werte von 1999 bis 2001 stammen aus der Hypostat Datenbank des Europäischen Hypothekenverbandes. Die Reihen weisen einen systematischen Unterschied auf, dieser wurde korrigiert.

**Kanada:** Werte von 1980 bis 2001 stammen aus der BIZ Datenbank „BIS Macroeconomic series“ (Kennung: BIS:M:CRBA:CA:01).

**Frankreich:** Werte von 1980 bis 1997 stammen aus der BIZ Datenbank „BIS Macroeconomic series“ (Kennung: BIS:Q:CRBA:FR:92). Die Werte von 1998 bis 2001 wurden mit der durchschnittlichen Wachstumsrate zwischen 1991 und 1997 fortgeschrieben.



**Deutschland:** Daten von 1980 bis 2001 stammen aus BIZ Datenbank „BIS Macroeconomic series“ (Kennung: BIS:Q:CRBA:DE:03), Daten entsprechen der Bankenstatistik der Deutschen Bundesbank, Tabelle 7, Spalte 16: Wohnungsbaukredite von Banken der privaten Haushalte insgesamt.

**Finnland:** Daten von 1980 bis 2001 wurden von der Bank of Finland zur Verfügung gestellt.

**Griechenland:** Daten von 1980 bis 2000 stammen aus der BIZ Datenbank „BIS Macroeconomic series“ (Kennung: BIS:M:CRBA:GR:01), Wert für 2001 extrapoliert.

**Italien:** Werte von 1980 bis 1991 stammen aus der BIZ Datenbank „BIS Macroeconomic series (Kennung: BIS:M:DJNA:IT:9D), danach Fortführung der Zeitreihe mit den Werten aus der Hypostat-Datenbank des Europäischen Hypothekenverbandes.

**Japan:** Werte von 1980 bis 2001 stammen aus der BIZ Datenbank „BIS Macroeconomic series - (Kennung: BIS:M:DLNA:JP:02).

**Niederlande:** Von 1980 bis 1999 stammen aus der BIZ Datenbank „BIS Macroeconomic series“ (Kennung: BIS:M:CRBA:NL:91). Werte ab 1999 wurden mit der durchschnittlichen Wachstumsrate zwischen 1992 und 1998 fortgeschrieben.

**Österreich:** Werte von 1987 bis 2001 wurden von der Österreichischen Nationalbank zur Verfügung gestellt. Die Werte von 1980 bis 1986 wurden durch eine Rückschreibung der durchschnittlichen Wachstumsrate zwischen 1987 und 2001 errechnet.

**Spanien:** Werte stammen aus der Datenbank „Hypostat“ des Europäischen Hypothekenverbandes, Tabelle 15. Werte vor 1988 errechnet aus der durchschnittlichen Wachstumsrate zwischen 1988 und 1998.

**Großbritannien:** Daten von 1980 bis 2001 stammen aus der BIZ Datenbank „BIS Macroeconomic series“ (Kennung: BIS:Q:CRBB:GB:22).

**USA:** Daten von 1980 bis 2001 stammen aus der BIZ Datenbank „BIS Macroeconomic series“ (Kennung: BIS:Q:CRBA:US:01).